GfR

Gesellschaft für Regionalforschung

Deutschsprachige Gruppe der Regional Science Association

SEMINARBERICHT 54

Beiträge zum Winterseminar vom 26. Februar bis 5. März 2011

in Neukirchen am Großvenediger

Herausgeber:	Gesellschaft für Regionalforschung e. V., Heidelberg
Geschäftsstelle:	Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB)
	Weddigenstr. 20 - 22
	90478 Nürnberg

Copyright ©:	Das Copyright liegt jeweils bei den Verfasser/-innen.
	Jede / jeder ist für die jeweiligen Inhalte selbst verantwortlich.

ISSN:	2191 - 4532

Inhaltsverzeichnis

1 Kai Andree:
Profitable Fusionen in räumlich getrennten Märkten **1**
1.1 Einleitung . . . 1
1.2 Das Modell . . . 3
1.2.1 Modellrahmen . . . 3
1.2.1.1 Der räumliche Aufbau . . . 3
1.2.1.2 Die Nachfrager . . . 4
1.2.1.3 Die Unternehmen . . . 5
1.2.2 Modellresultate ohne Unternehmensfusion . . . 6
1.2.3 Modellresultate mit einer bilateralen Unternehmensfusion . . . 8
1.2.4 Vergleich der Modellresultate . . . 9
1.3 Zusammenfassung . . . 13
Literatur . . . 15

2 Vanessa Cirannek:
Foreign Market Supply – Empirical Findings from the Automotive Industry **17**
2.1 Introduction . . . 17
2.2 Theoretical Model and Testable Hypothesis . . . 19
2.3 Related Empirical Literature . . . 23
2.4 Data and Descriptive Statistics . . . 26
2.4.1 Market supply alternatives in the automotive industry . . . 26
2.4.2 Measures of transportation costs, fixed costs, and economies of scale . . . 29
2.4.3 A first glance at the data . . . 31
2.5 Analysis . . . 34
2.5.1 Import vs. FDI . . . 34
2.5.2 Export Platform Analysis . . . 38
2.5.2.1 EP imports vs. FDI . . . 39
2.5.2.2 EP imports vs. home imports . . . 42
2.6 Conclusion . . . 47
References . . . 49

3 Andrea Kunnert, Peter Mayerhofer, Dieter Pennerstorfer:
Demographischer Wandel und Regionales Produktivitätswachstum in Österreich **51**
3.1 Einleitung und Literaturüberblick . . . 51
3.2 Theoretische Überlegungen: Altersstruktur als Produktionsfaktor . . . 53
3.3 Datengrundlage und Schätzmethode . . . 55
3.4 Ergebnisdarstellung . . . 58
3.5 Zusammenfassung und Schlussfolgerung . . . 63
Literatur . . . 67
Anhang . . . 70

4 Julia Reilich:
Regionale Bildungsrenditen – von der Methode zur Rendite **73**
4.1 Einleitung . . . 73
4.2 Datensatz und deskriptive Analyse . . . 74
4.2.1 Datensatzeingrenzungen . . . 75
4.2.2 Variablenbeschreibungen . . . 75
4.3 Berechnung der Bildungsrenditen . . . 80
4.3.1 Durchschnittliche Bildungsrendite in Deutschland . . . 80
4.3.1.1 Modellbeschreibung . . . 80
4.3.1.2 Methodische Ansätze . . . 81
4.3.1.3 Ergebnisse . . . 84
4.3.2 Regionale Bildungsrenditen . . . 86
4.3.2.1 Bildungsrenditen in Ost- und Westdeutschland . . . 86
4.3.2.2 Bildungsrenditen auf Nuts-1-Ebene . . . 88
4.4 Zusammenfassung und mögliche Ursachen . . . 93
Literatur . . . 95
Anhang . . . 97

Autorenverzeichnis **101**

1 Profitable Fusionen in räumlich getrennten Märkten

Kai Andree

Abstract

Die Profitabilität und Wohlfahrtseffekte einer horizontalen Unternehmensfusion, in einem räumlichen Wettbewerbsmodell mit asymmetrischer Nachfrage, werden in diesem Beitrag untersucht. Dabei wird die Analyse zur Vereinfachung für drei Unternehmen durchgeführt, von denen zwei miteinander fusionieren und eines unabhängig von diesem fusionierten Unternehmen agiert. Die Standardtheorie über Unternehmensfusionen impliziert, dass Fusionen auf Grund des „business stealing effect" in integrierten Märkten häufig nicht profitabel sind. Die Resultate der Analyse im räumlichen Modell mit asymmetrischer Nachfragestruktur zeigt, dass dies in diesem Modellrahmen nicht bestätigt werden kann; eine Unternehmensfusion kann profitabel und wohlfahrtssteigernd sein, falls der Transportkostensatz relativ hoch ist und die Märkte eine nicht zu asymmetrische Größe aufweisen.

1.1 Einleitung

Die Auseinandersetzung der ökonomischen Effekte horizontaler Unternehmensfusionen und -übernahmen sind für Wirtschaft und Gesellschaft von hoher Relevanz. Dabei zeigt sich, dass die ökonomische Beurteilung stark vom ökonomischen Umfeld der beteiligten Unternehmen abhängt[1]. Für die Profitabilität einer Fusion ist sowohl die Wettbewerbsform (Preis- oder Mengenwettbewerb) als auch die Anzahl der Unternehmen im relevanten Markt von großer Bedeutung. Die gesellschaftliche Beurteilung einer horizontalen Unternehmensfusion hängt somit von den spezifischen ökonomischen Rahmenbedingungen ab.

In der empirischen Literatur ist kein robuster Zusammenhang zwischen Unternehmensfusion und Profitabilität nachweisbar. Vielmehr zeigt die Empirie sehr heterogene Gewinnentwicklungen fusionierter Unternehmen[2].

[1] Ein ausführliches Survey zu diesem Thema bietet u.a. McElroy (1991).
[2] Siehe beispielsweise Gugler et al. (2001).

Ein weit verbreitetes Ergebnis über die Profitabilität von Unternehmensfusionen entstammt dem Beitrag von Salant et al. (1983), in welchem die Autoren im Rahmen eines Cournot-Modells, unter den Standardannahmen einer linearen Nachfragefunktion und symmetrischer Unternehmen zeigen konnten, dass eine Unternehmensfusion den gemeinsamen Profit der beteiligten Unternehmen im Allgemeinen *verringert.* Dieses Resultat bezieht sich auf eine Unternehmensfusion, falls die an der Fusion beteiligten Unternehmen einen Marktanteil von weniger als 80% besitzen. Von der Unternehmensfusion profitieren in diesem Modell vor allem die Unternehmen, die nicht an der Fusion beteiligt sind, da sie ihren Marktanteil ausweiten können[3]. Die Konsequenz einer Unternehmensfusion für die Gesellschaft ist, im räumlich dimensionslosen Cournot-Modell ohne fixe Kosten, nach Gaudet und Salant (1992) immer eine Verschlechterung der Gesamtwohlfahrt. Eine profitable Unternehmensfusion können Deneckere und Davidson (1985) in einem Bertrand-Modell mit Produktdifferenzierung zeigen[4]. Allerdings ist es möglich, dass andere Firmen, die nicht an der Fusion beteiligt sind stärker profitieren, als das fusionierte Unternehmen[5].

Die Einbeziehung der räumlichen Dimension auf die ökonomische Behandlung von Unternehmensfusionen geht auf Reitzes und Levy (1995) zurück. In deren Beitrag gezeigt wird, dass eine Fusion zwischen Unternehmen, die räumliche Preisdiskriminierung betreiben können, immer profitabel ist. Dieses Resultat bestätigen Rothschild (2000) und Rothschild et al. (2000) in einem allgemeineren Modell räumlicher Preisdiskriminierung, in dem die Unternehmen eine Unternehmensfusion antizipieren können.

Norman und Pepall (2000) verwenden ein räumliches Cournot-Modell um die Profitabilität und die Wohlfahrtseffekte einer Fusion zu analysieren. Durch die räumliche Koordinierung der Unternehmensstandorte und der damit verbundenen Einsparung von Transportkosten führt eine Unternehmensfusion in diesem Modellrahmen sowohl zu einem höheren Unternehmensgewinn als auch zu einer höheren gesellschaftlichen Wohlfahrt. Die Konsumentenrente ist in diesem Modell mit Unternehmensfusion geringer als ohne[6].

Ein räumliches Hotelling-Modell mit zwei Unternehmen und Ab-Werk-Preissetzung wählen Egger und Egger (2010), um die Handels- und Wohlfahrtseffekte bei internationalen Fusionen zu analysieren. Der Unternehmensgewinn nach einer Fusion ist in diesem räumlichen Modell immer größer, als ohne Fusion, da nur zwei Unternehmen beachtet werden und eine Fusion somit einer Monopolisierung entspricht. Die Gesamtwohlfahrt nimmt in dem Modellrahmen von Egger und Egger (2010) stets zu, was sich analog zu Norman und Pepall (2000) durch die Transportkostenersparnis der koordinierten Unternehmensstandorte erklären lässt.

Die dargestellten räumlichen Ansätze bauen auf der Annahme einer gleichverteilten Bevölkerung über die gesamte Marktlinie auf. Diese Annahme wird zur Vereinfachung getroffen, ist allerdings im räumlichen Kontext nicht immer plausibel, da Ballungsgebiete wie Metropole, und insbesondere miteinander verbundene Metropole, durch eine gleichverteilte Bevölkerung nicht realistisch

[3] Dieses Ergebnis geht darauf zurück, dass es sich bei dem Aktionsparameter der Unternehmen um sogenannte strategische Substitute handelt.

[4] In diesem Fall werden die Aktionsparameter als strategische Komplemente bezeichnet.

[5] Ein ähnliches Ergebnis finden auch Perry und Porter (1985).

[6] Das Resultat gilt unter bestimmten Voraussetzungen bezüglich der Unternehmensanzahl und der maximalen Zahlungsbereitschaft der Konsumenten.

dargestellt werden können. In diesem Beitrag wird deshalb ein räumliches Modell verwendet, in dem die Annahme einer gleichverteilten Bevölkerung durch eine asymmetrische Nachfragestruktur ersetzt wird. Das betrachtete Modell fußt auf das Modell von Hwang und Mai (1990).[7] Ziel dieses Beitrags ist die Ermittlung der ökonomischen Effekte einer Unternehmensfusion auf den Unternehmensgewinn und die gesellschaftliche Wohlfahrt im räumlichen Modellrahmen mit asymmetrischer Nachfragestruktur. Dabei liegt ein wichtiger Fokus der Untersuchung auf dem Einfluss der asymmetrischen Nachfrage und den damit verbundenen unterschiedlichen Marktgrössen. Es werden drei Unternehmen angenommen, von denen zwei fusionieren. Dieser Aufbau ermöglicht die Analyse der Profitabilität einer Fusion in einem ökonomischen Umfeld, welches die Betrachtung des „Merger Paradoxon" ermöglicht.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt, im zweiten Abschnitt wird zunächst der generelle Modellrahmen erläutert und die Modellresultate hergeleitet. Der letzte Abschnitt fasst die ermittelten Resultate zusammen.

1.2 Das Modell

Um die ökonomischen Effekte einer bilateralen horizontalen Fusion zwischen Unternehmen mit Standorten in räumlich getrennten Märkten zu ermitteln wird zunächst das Modell für den Fall dreier voneinander unabhängiger Unternehmen diskutiert. Im zweiten Schritt erfolgt die Darstellung des Modells für den Fall einer erfolgten Fusion. Als letztes werden die Modellresultate für den ersten mit denen des zweiten Falls verglichen, um den Einfluss der Fusion zu isolieren.

Zunächst erfolgt die Formulierung des Rahmens, der beiden Modellen zugrunde liegt. Die formulierten Annahmen stellen vertretbare Vereinfachungen dar, die übersichtliche Modellstrukturen gewährleisten. Nach der Darstellung des Modellrahmens erfolgt die Herleitung der Modellresultate für den Fall unabhängiger Unternehmen und den Fall der Unternehmensfusion. Nachfolgend werden diese Resultate miteinander verglichen.

1.2.1 Modellrahmen

1.2.1.1 Der räumliche Aufbau

Der räumliche Aufbau des Modells folgt Hwang und Mai (1990). Das Marktgebiet ist eine eindimensionale Linie, die zur Vereinfachung von Null bis Eins reicht. Auf der Linie gibt es zwei Märkte an den Endpunkten der Linie. Sie werden als Markt 1 und 2 bezeichnet. Auf dem Linienabschnitt zwischen diesen beiden Märkten existiert keine Nachfrage, da in diesem Bereich keine Konsumenten leben.[8] Die Nachfrage ist somit konzentriert auf die beiden Endpunkte. Der

[7] Dieses Modell wurde in seiner ursprünglichen Form verwendet um den Effekt räumlicher Preisdiskriminierung im Monopolmodell zu untersuchen. Es wurde von Gross und Holahan (2003) und Liang, Hwang und Mai (2006) weiterentwickelt um zusätzlich räumlichen Wettbewerb abbilden zu können.

[8] Die Autoren Liang, Hwang und Mai (2006) bezeichnen dieses Modell als Hantel-Modell, da nur an den beiden Enden eine Nachfrage existiert und das Modell deshalb eine ähnliche Form wie eine (asymmetrische) Hantel annimmt.

Modellaufbau kann geographisch als zwei große Städte interpretiert werden, die durch eine Autobahn miteinander verbunden sind. Ein Beispiel einer solchen geographischen Situation sind die Städtepaare Hannover/Hamburg, Hamburg/Berlin in Deutschland oder Dallas/Houston in den USA zu nennen.[9]

Transportkosten fallen nur für den Gütertransport zwischen den beiden Städten an, nicht aber für Transporte innerhalb einer Stadt. Für letztere wird deshalb ein Transportkostensatz von Null angenommen.

1.2.1.2 Die Nachfrager

Die Nachfrager verhalten sich rational und verfolgen demnach das Ziel der Nutzenmaximierung. Die Präferenzen der Nachfrager in beiden Märkten sind identisch und können durch die folgende quasi-lineare Nutzenfunktion dargestellt werden

$$U_i(q_i, z_i) = q_i - \frac{1}{2}q_i^2 + z_i, \tag{1.1}$$

wobei q_i und z_i die Mengen des homogenen Gutes und des Numéraire-Gutes eines repräsentativen Nachfragers in Markt i $(i = 1, 2)$ darstellt. Der Nachfrager gibt sein gesamtes Budget, für die beiden Güter aus. Die Budgetrestriktion des Nachfragers lautet

$$I = p_i q_i + z_i. \tag{1.2}$$

Der Preis des homogenen Gutes in Markt i wird mit p_i bezeichnet und das Gesamtbudget des Nachfragers mit I.

Maximierung des Nutzens, 1.1, unter der Nebenbedingung, 1.2, führt zu der folgenden inversen Nachfrage eines repräsentativen Haushaltes nach dem homogenen Gut

$$p_i = 1 - q_i. \tag{1.3}$$

Zur Vereinfachung wird angenommen, dass in Markt 2 ein einziger repräsentativer Haushalt nachfragt und in Markt 1 $\Lambda \geq 1$ Haushalte. Dies garantiert, dass sowohl eine asymmetrische Nachfrage, für $\Lambda > 1$, als auch eine symmetrische Nachfrage, für $\Lambda = 1$, mit dem Modellrahmen vereinbar sind. Im Falle einer asymmetrischen Nachfrage ist Markt 1 immer der größere der beiden Märkte.

Aggregation über die Haushalte in beiden Märkten führt zu den Marktnachfragefunktionen[10]

$$Q_1 = \Lambda q_1 = \Lambda(1 - p_1), \tag{1.4}$$

[9] Rodriguez-Pose und Zademach (2003 und 2006) zeigen empirisch, dass die Aktivität von Unternehmensfusionen hauptsächlich auf Großstädte beschränkt ist. Zudem weisen die Autoren die Relevanz von Fusionen und Metropoler Interkonnektivität nach. Diese empirischen Resultate können demnach zusätzlich herangezogen werden, um den Modellaufbau zu motivieren.

[10] Um die aggregierte Gesamtnachfrage in einem Markt zu bezeichnen, wird der jeweilige Großbuchstabe verwendet.

$$Q_2 = q_2 = (1 - p_2). \tag{1.5}$$

Die zugehörigen inversen Marktnachfragefunktionen lauten $p_1 = 1 - \frac{1}{\Lambda}Q_1$ und $p_2 = 1 - Q_2$. Die inverse Marktnachfragefunktion des kleineren Marktes 2 ist somit steiler, als die des großen Marktes 1, falls $\Lambda > 1$.

Zur Vereinfachung der Notation gilt im folgenden $\lambda = \frac{1}{\Lambda}$, mit $\lambda \in [0, 1]$. Das heißt je kleiner λ ist, umso größer ist die Asymmetrie zwischen beiden Märkten. Markt 1 ist größer als Markt 2, falls $\lambda < 1$ gilt.

Die Nachfrager können keine Arbitrage betreiben, um räumliche Preisunterschiede durch direkte Transporte auszunutzen. Statt dessen ist es für die Nachfrager nur möglich das homogene Gut an ihrem Standort zu erwerben. Diese Annahme ist plausibel bei beschränkten Käuferinformationen. Wenn jeder Nachfrager nur seinen Ortspreis kennt, nicht aber die anderen Ortspreise, wird es keine Arbitrage geben. Zum anderen könnte Arbitrage unattraktiv sein, falls es für die Konsumenten nur möglich wäre die Güter zu deutlich höheren Transportkosten zu transportieren als die Unternehmen. Ein Grund hierfür könnte der Zugriff auf effizientere Transporttechnologien sein.

1.2.1.3 Die Unternehmen

Die Unternehmen verkaufen ein homogenes Gut an die Nachfrager, die das Gut nur an ihrem jeweiligen Markt beziehen können. Die Unternehmen produzieren alle mit identischen und konstanten Grenzkosten, die zur Vereinfachung auf Null gesetzt werden. Für die Unternehmen entstehen Transportkosten in Höhe von t pro Entfernungseinheit. Diese werden als klein genug angenommen um eine positive Angebotsmenge jedes Unternehmens an jedem Markt sicherzustellen. [11] Die Fixkosten werden auf Null standardisiert. Jedes Unternehmen betreibt in der Ausgangssituation eine Produktionsstätte. Von der Gründung neuer Produktionsstätten sowie Marktzutritten wird aufgrund prohibitv hoher Investitionkosten abgesehen.

Als Aktionsparameter der Unternehmen wird die produzierte Menge verwendet. Des Weiteren wird von räumlicher Diskriminierung, in dem Sinne, dass die Unternehmen für beide Märkte ihre jeweiligen gewinnmaximierenden Mengen wählen, ausgegangen.

Das Modell wird zur Vereinfachung für den Fall mit drei Unternehmen betrachtet. Es wird dabei der Fall der bilateralten Fusion analysiert. Dieser Modellaufbau erlaubt es das „Merger Paradoxon" nach Salant et al. (1983) zu untersuchen. Der Fall einer vollständigen Monopolisierung des Marktes durch den Zusammenschluss aller drei Unternehmen wird ausgeschlossen, da die vollständige Monopolisierung eines Marktes empirisch eine untergeordnete Rolle spielt, beziehungsweise von den Aufsichtsbehörden verhindert würde.

[11] Um die Entstehung regionaler Monopolmärkte zu vermeiden wird die Restriktion der Transportkosten $0 \leq t \leq \frac{1}{3}$ eingeführt. Diese Beschränkung erfolgt in Anlehnung an Liang, Hwang und Mai (2006) und Hamilton, Thisse und Weskamp (1989).

Die drei Unternehmen werden mit A, B und C bezeichnet. Die Standorte der Unternehmen sind exogen vorgegeben. Zudem wird davon ausgegangen, dass die Standortwahl unveränderbar ist. Die Unternehmen A und B sind dabei in Markt 1 angesiedelt und Unternehmen C in Markt 2.

1.2.2 Modellresultate ohne Unternehmensfusion

Die gesamte abgesetzte Menge des homogenen Gutes wird von den drei Unternehmen A, B und C hergestellt. Deshalb gilt $Q_i = q_{iA} + q_{iB} + q_{iC}$ für Markt i.

Die Gewinnfunktionen der Unternehmen A und B, mit Standorten in Markt 1, sind gegeben durch

$$\Pi_A = (1 - \lambda Q_1)q_{1A} + (1 - Q_2)q_{2A} - tq_{2A}, \tag{1.6}$$

$$\Pi_B = (1 - \lambda Q_1)q_{1B} + (1 - Q_2)q_{2B} - tq_{2B}. \tag{1.7}$$

Für Unternehmen C, mit Standort in Markt 2, gilt

$$\Pi_C = (1 - \lambda Q_1)q_{1C} + (1 - Q_2)q_{2C} - tq_{1C}. \tag{1.8}$$

Die Bestimmung der Cournot-Lösung führt in Markt 1 zu den folgenden, im Gleichgewicht, optimalen Mengen[12]

$$q^*_{1A} = q^*_{1B} = \frac{1}{4\lambda}(1 + t), \tag{1.9}$$

$$q^*_{1C} = \frac{1}{4\lambda}(1 - 3t). \tag{1.10}$$

Der Marktanteil der Unternehmen A und B ist in Markt 1 größer, als der von Unternehmen C, falls positive Transportkosten vorliegen und somit $t > 0$ gilt. Dies ist durch den Standortvorteil zu erklären.

Die Cournot Lösung für den zweiten Markt lautet

$$q^*_{2A} = q^*_{2B} = \frac{1}{4}(1 - 2t), \tag{1.11}$$

$$q^*_{2C} = \frac{1}{4}(1 + 2t). \tag{1.12}$$

Im zweiten Markt gilt somit ebenfalls, dass Unternehmen C auf Grund seines Standortvorteils einen höheren Marktanteil realisieren kann als die anderen beiden Unternehmen falls $t > 0$.

Substitution der Cournot-Gleichgewichtslösungen (1.9)-(1.12) in die Gewinnfunktionen (1.6)-(1.8) der Unternehmen führt zu den optimalen Gewinnen

$$\Pi^*_A = \Pi^*_B = \frac{1}{16\lambda}((1 + t)^2 + \lambda(1 - 2t)^2), \tag{1.13}$$

[12] Das Skript "*" wird verwendet um die Cournot-Gleichgewichtslösung zu kennzeichnen.

$$\Pi_C^* = \frac{1}{16\lambda}((1-3t)^2 + \lambda(1+2t)^2). \tag{1.14}$$

Hierbei entspricht der erste Ausdruck innerhalb der Klammer dem auf den ersten Markt entfallenen Gewinn und der zweite Ausdruck dem Gewinn den ein Unternehmen im zweiten Markt realisiert.

Unter Verwendung von (1.9) und (1.10) ergibt sich im ersten Markt die gesamte abgesetzte Menge

$$Q_1^* = \frac{1}{4\lambda}(3-t). \tag{1.15}$$

Der zugehörige Ortspreis lautet

$$p_1^* = \frac{1}{4}(1+t). \tag{1.16}$$

Für den zweiten Markt kann mit Hilfe von (1.11) und (1.12) eine Gesamtmenge von

$$Q_2^* = \frac{1}{4}(3-2t) \tag{1.17}$$

berechnet werden. Im zweiten Markt ergibt sich somit ein Ortspreis in Höhe von

$$p_2^* = \frac{1}{4}(1+2t). \tag{1.18}$$

Die aggregierte Konsumentenrente im ersten Markt kann unter Berücksichtigung von (1.15) und (1.16) über die folgende Gleichung bestimmt werden

$$KR_1^* = \frac{1}{2}(1-p_1^*)Q_1^* = \frac{1}{32\lambda}(3-t)^2. \tag{1.19}$$

Im zweiten Markt ergibt sich, unter Verwendung von (1.17) und (1.18), eine Konsumentenrente in der Höhe

$$KR_2^* = \frac{1}{2}(1-p_2^*)Q_2^* = \frac{1}{32}(3-2t)^2. \tag{1.20}$$

Die gesellschaftliche Wohlfahrt ist definiert als Summe aus Konsumentenrente und Produzentenrente. Die Wohlfahrt lautet

$$\begin{aligned} W^* &= \Pi_A^* + \Pi_B^* + \Pi_C^* + KR_1^* + KR_2^* \\ &= \frac{1}{32\lambda}(15 - 10t + 23t^2 + \lambda(15 - 20t + 28t^2)). \end{aligned} \tag{1.21}$$

Damit sind die Modellresultate für den Fall dreier voneinander unabhängig agierender Unternehmen vollständig beschrieben.

1.2.3 Modellresultate mit einer bilateralen Unternehmensfusion

Im Fall einer bilateralen Fusion werden die Unternehmen A und C als Fusionspartner verwendet um die Effekte eines Zusammenschlusses zwischen Unternehmen in räumlich getrennten Märkten zu analysieren.[13]

Es wird angenommen, dass die beiteiligten Unternehmen nach der Fusion in ein zentral gesteuertes Unternehmen übergehen. Dieses Unternehmen verfügt über zwei Produktionsstätten und ist deshalb nach der Fusion ein „größeres" Unternehmen, als das nicht an der Fusion beteiligte Unternehmen, welches weiterhin nur eine Produktionsstätte betreiben kann.[14]Das zusammengeschlossene Unternehmen kann beide Märkte lokal versorgen, da es in jedem Markt eine Produktionsstätte betreibt. Diese räumliche Produktionsstruktur führt somit zu der Einsparung sämtlicher Transportkosten für das zusammengeschlossene Unternehmen. Das durch die Fusion entstandene Unternehmen wird im Folgenden mit F bezeichnet.

Für die abgesetzten Mengen gilt nach erfolgter Fusion $Q_i = q_{iF} + q_{iB}$ für Markt i.

Die Gewinnfunktionen der Unternehmen lauten nun

$$\Pi_F = (1 - \lambda Q_1)q_{1F} + (1 - Q_2)q_{2F}, \tag{1.22}$$

$$\Pi_B = (1 - \lambda Q_1)q_{1B} + (1 - Q_2)q_{2B} - tq_{2B}. \tag{1.23}$$

Standardberechnung der Cournot-Lösung führt zu den optimalen Mengen[15] in Markt 1

$$\widehat{q}_{1F} = \widehat{q}_{1B} = \frac{1}{3\lambda}. \tag{1.24}$$

Für den zweiten Markt lautet die Cournot-Mengenlösung

$$\widehat{q}_{2F} = \frac{1}{3}(1 + t), \tag{1.25}$$

$$\widehat{q}_{2B} = \frac{1}{3}(1 - 2t). \tag{1.26}$$

Substitution der optimalen Mengen (1.24)-(1.26) in die Gewinne (1.22) und (1.23) ergibt

$$\widehat{\Pi}_F = \frac{1}{9\lambda}(1 + \lambda(1 + t)^2), \tag{1.27}$$

$$\widehat{\Pi}_B = \frac{1}{9\lambda}(1 + \lambda(1 - 2t)^2). \tag{1.28}$$

[13] Analog wäre es auch möglich eine Fusion zwischen B und C zu analysieren, da due Unternehmen A und B allerdings vollkommen symmetrisch sind, würden sich die identischen Resultate ergeben wie bei einer Fusion zwischen A und C, weshalb es ausreicht diesen Fall zu betrachten.

[14] Von Neugründungen wird auf Grund prohibitiv hoher Investitisonskosten abgesehen. Diese Annahme steht im Einklang mit der Standardliteratur. Siehe beispielsweise Salant et al. (1983), Deneckere und Davidson (1985) oder Norman und Pepall (2000).

[15] Die Gleichgewichtsresultate nach der Fusion werden mit dem Skript "^" bezeichnet.

Unter Verwendung der Cournot-Lösung (1.24) wird in Markt 1 die folgende Menge abgesetzt

$$\widehat{Q}_1 = \frac{2}{3\lambda}. \tag{1.29}$$

Daraus folgt der Ortspreis

$$\widehat{p}_1 = \frac{1}{3}. \tag{1.30}$$

Aus den Mengen (1.25) und (1.26) ergibt sich für den zweiten Markt

$$\widehat{Q}_2 = \frac{1}{3}(2-t). \tag{1.31}$$

Der Ortspreis in diesem Markt lautet

$$\widehat{p}_2 = \frac{1}{3}(1+t). \tag{1.32}$$

Die Rente der Konsumenten in Markt 1 kann mit Hilfe der Ausdrücke (1.29) und (1.30) berechnet werden

$$\widehat{KR_1} = \frac{1}{2}(1-\widehat{p}_1)\widehat{Q}_1 = \frac{2}{9\lambda}. \tag{1.33}$$

Für den zweiten Markt ist die aggregierte Konsumentenrente

$$\widehat{KR_2} = \frac{1}{2}(1-\widehat{p}_2)\widehat{Q}_2 = \frac{1}{18}(2-t)^2. \tag{1.34}$$

Die gesellschaftliche Wohlfahrt besteht wiederum aus den Konsumentenrenten in beiden Märkten und den Unternehmensprofiten. Es ergibt sich

$$\widehat{W} = \frac{1}{18\lambda}(8+8\lambda-8\lambda t+11\lambda t^2). \tag{1.35}$$

Damit sind die Marktresultate für den Fusionsfall ebenfalls vollständig beschrieben.

1.2.4 Vergleich der Modellresultate

In diesem Unterabschnitt werden die Modellresultate für die beiden Fälle miteinander verglichen und die ökonomischen Effekte der Fusion dargestellt.

Zunächst stellt sich die Frage nach der Profitabilität der horizontalen Fusion. Die Unternehmen werden nur miteinander fusionieren, falls sie die Aussicht auf höhere Profite nach der Fusion haben.

Der Vergleich der Unternehmensgewinne ergibt

$$\Delta\Pi_F = \widehat{\Pi}_F - (\Pi_A^* + \Pi_C^*)$$

$$= \quad -\frac{1}{72\lambda}(1+\lambda-2t(9+8\lambda)+t^2(45+28\lambda)) \lesseqgtr 0. \tag{1.36}$$

Es zeigt sich, dass die Differenz (1.36) in Abhängigkeit der genauen Parameterkombination sowohl größer, gleich oder kleiner als Null werden kann. Die relevanten Parameter sind dabei der Transportkostensatz und die relative Marktgröße.

Um einen genaueren Eindruck der Wirkung der Transportkosten auf die Profitabilität zu erhalten, werden zunächst die erste und zweite Ableitung der Differenz (1.36) nach den Transportkosten gebildet. Diese lauten

$$\frac{\partial \Delta\Pi_F}{\partial t} = \frac{9+8\lambda-45t-28\lambda t}{36\lambda} \lesseqgtr 0, \tag{1.37}$$

$$\frac{\partial^2 \Delta\Pi_F}{\partial t^2} = -\frac{1}{36\lambda}(28\lambda+45) < 0. \tag{1.38}$$

Die zweite Ableitung (1.38) zeigt die Konkavität der Gewinndifferenz bezüglich der Transportkosten. Dies impliziert zudem, dass die Lösung der Bedingung erster Ordnung $\frac{\partial \Delta\Pi_F}{\partial t} \equiv 0$ nach dem Transportkostensatz t, ein Maximum darstellt. Dieses Maximum liegt bei

$$t^{\Delta\Pi_F^*} = \frac{9+8\lambda}{45+28\lambda}. \tag{1.39}$$

Dieser Wert bezeichnet den Transportkostensatz bei dem die Fusion am profitabelsten ist.

Falls es hingegen keine Transportkosten gibt, wie in einem räumlich dimensionslosen Modell, reduziert sich die Differenz der Unternehmensgewinne zu

$$\Delta\Pi_F|_{t=0} = -\frac{1}{72\lambda}(1+\lambda) < 0. \tag{1.40}$$

In diesem Fall wird die Fusion unproftibal sein. Dieses Resultat entspricht dem von Salant et al. (1983) im räumlich dimensionslosen Cournot-Modell. In dem Fall keiner oder sehr niedriger Transportkosten ist eine Unternehmensfusion für die beteiligten Unternehmen nicht lohnenswert. Da allerdings

$$\left.\frac{\partial \Delta\Pi_F}{\partial t}\right|_{t=0} = \frac{9+8\lambda}{36\lambda} > 0, \tag{1.41}$$

ist die Funktion ansteigend. Die Funktion $\Delta\Pi_F$ schneidet den Nullpunkt bei

$$t^{\Delta\Pi_{F0}} = \frac{9+8\lambda-\varphi}{45+28\lambda}, \tag{1.42}$$

mit $\varphi = \sqrt{36+71\lambda+36\lambda^2}$. Ab diesem Wert ist auf Grund des Verlaufs der Gewinndifferenz der Unternehmenszusammenschluss immer profitabel für die beteiligten Unternehmen, das heißt, dass eine Fusion nur bei sehr niedrigen Transportkosten unprofitabel ist.

Als nächstes stellt sich die Frage nach dem Einfluss der relativen Marktgröße auf die Profitabilität. Dafür wird als erstes der Effekt einer abnehmenden relativen Marktgröße auf das Maximum

ermittelt

$$\frac{dt^{\Delta\Pi_F^*}}{d\lambda} = \frac{108}{(45+28\lambda)^2} > 0. \tag{1.43}$$

Mit abnehmender relativer Marktnachfrage, das heißt einem höheren λ verschiebt sich das Maximum der Gewinndifferenz nach rechts. Der Einfluss auf die Nullstelle ist gegeben durch

$$\frac{dt^{\Delta\Pi_{F0}}}{d\lambda} = \frac{216\varphi - 1179 - 1252\lambda}{2(45+28\lambda)^2\varphi} < 0. \tag{1.44}$$

Falls die Marktgrößenasymmetrie geringer wird, wird die Nullstelle nach links verschoben. Ein großer Unterschied in der relativen Marktgröße wirkt somit negativ auf die Profitabilität einer Fusion. Daraus lässt sich schließen, dass im Falle sehr unterschiedlich großer Märkte eine Zusammenschluss unwahrscheinlicher ist, als im Falle relativ ähnlicher Märkte. Der Grund für diesen Zusammenhang ist, dass das zusammengeschlossene Unternehmen Marktanteile im ersten Markt verliert. Diese Verluste sind umso größer, je größer der erste Markt ist.

Für Unternehmen B wirkt eine Fusion der Unternehmen A und C immer gewinnsteigernd. Dies lässt sich an dem Vergleich

$$\begin{aligned} \Delta\Pi_B &= \widehat{\Pi}_B - \Pi_B^* \\ &= \frac{1}{144\lambda}(7 + 7\lambda(1-2t)^2 - 18t - 9t^2) > 0 \end{aligned} \tag{1.45}$$

erkennen. Das außenstehende Unternehmen profitiert von der Fusion auf Grund der Zugewinne des Marktanteils im ersten Markt.

Die Veränderung der Konsumentenrenten durch eine Fusion ist in beiden Märkten negativ, da

$$\Delta KR_1 = \widehat{KR}_1 - KR_1^* = -\frac{1}{288\lambda}(17 - 54t + 9t^2) < 0, \tag{1.46}$$

$$\Delta KR_2 = \widehat{KR}_2 - KR_2^* = -\frac{1}{288}(-1+2t)(-17+10t) < 0. \tag{1.47}$$

Aus Sicht der Konsumenten ist eine Unternehmensfusion somit strikt abzulehnen. Die Verringerung des Wettbewerbs führt zu höheren Ortspreisen, was in einer geringeren Konsumentenrente resultiert.

Es verbleibt die Betrachtung des Einflusses einer Fusion auf die gesellschaftliche Wohlfahrt. Bildung der Differenz führt zu dem Ausdruck

$$\begin{aligned} \Delta W &= \widehat{W} - W^* \\ &= -\frac{1}{288\lambda}(7 + 7\lambda - 90t + 207t^2 - 52t\lambda + 76t^2\lambda) \lesseqgtr 0. \end{aligned} \tag{1.48}$$

Die gesellschaftliche Wohlfahrt kann steigen, fallen oder gleich bleiben, je nach Parameterkombination. Zunächst wird der Einfluss der Transportkosten auf die Veränderung der gesellschaftlichen Wohlfahrt dargestellt. Die erste und zweite Ableitung der Wohlfahrtsdifferenz nach den

Transportkosten lauten

$$\frac{\partial \Delta W}{\partial t} = \frac{1}{288\lambda}(90 + 52\lambda - 414t + 152\lambda t) \lesseqgtr 0, \tag{1.49}$$

$$\frac{\partial^2 \Delta W}{\partial t^2} = -\frac{1}{288\lambda}(414 + 152\lambda) < 0. \tag{1.50}$$

Die Wohlfahrtsdifferenz ist in Abhängigkeit der Transportkosten konkav geneigt. In einer nicht räumlichen Betrachtung, bei der für die Transportkosten $t = 0$ gilt, ist

$$\Delta W|_{t=0} = -\frac{1}{288\lambda}(7 + 7\lambda) < 0. \tag{1.51}$$

In diesem Fall führt eine Fusion zu einem Wohlfahrtsverlust. An dieser Stelle ist die Steigung positiv, da

$$\left.\frac{\partial \Delta W}{\partial t}\right|_{t=0} = \frac{1}{288\lambda}(90 + 52\lambda) > 0. \tag{1.52}$$

Die Nullstelle der Funktion ΔW liegt im Punkt

$$t^{\Delta W_0} = \frac{1}{207 + 76\lambda}(45 + 26\lambda - \phi), \tag{1.53}$$

wobei $\phi = \sqrt{576 + 359\lambda + 144\lambda^2}$ gilt. Das Maximum der Wohlfahrtsdifferenz wird bei

$$t^{\Delta W^*} = \frac{45 + 26\lambda}{207 + 76\lambda} \tag{1.54}$$

erreicht. Die Analyse zeigt, dass für niedrige Transportkosten ein Wohlfahrtsverlust zu beobachten ist, während für relativ hohe Transportkosten eine Steigerung der gesellschaftlichen Wohlfahrt aus der Fusion der Unternehmen A und C folgt.

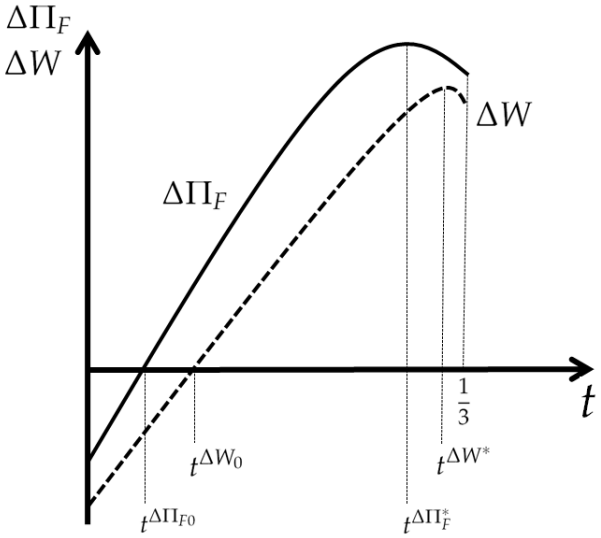
Für die Betrachtung der Wohlfahrt gilt, dass eine Steigerung dieser durch eine Fusion erst ab einem höheren Transportkostensatz erreicht wird, als eine Profitabilität für die Unternehmen. Dies lässt sich aus dem Vergleich der Nullstellen herleiten

$$t^{\Delta W_0} - t^{\Delta \Pi_{F0}} = \frac{162 + 90\lambda + 120\lambda^2 + 207\varphi + 76\ lambda\varphi - 45\phi - 28\lambda\phi}{(45 + 28\lambda)(207 + 76\lambda)} > 0. \tag{1.55}$$

Aus diesem Resultat lässt sich erkennen, dass nur Fusionen wohlfahrtssteigernd wirken, die auch profitabel für die beteiligten Unternehmen sind. In Abbildung 1.1 sind die ermittelten Resultate über den Verlauf von ΔW und $\Delta \Pi_F$ skizziert.

In der Abbildung sind auf der horizontalen Achse die Transportkosten abgetragen. Die vertikale Achse steht für die Ausprägung der Differenzen. Die Verläufe zeigen, dass sowohl bei der Gewinndifferenz, als auch bei der Wohlfahrtsdifferenz positive Werte möglich sind, die für eine Erhöhung der jeweiligen Werte nach vollzogener Fusion stehen. Anzumerken ist, dass es sich bei der Abbildung nicht um simulierte Werte sondern lediglich um eine Skizze handelt die den Verlauf der Kurven verdeutlichen soll.

Abbildung 1.1: Verlauf der Gewinn- und Wohlfahrtdifferenz.



1.3 Zusammenfassung

Die gezeigten Resultate demonstrieren den komplexen Zusammenhang zwischen den ökonomischen Effekten einer Unternehmensfusionen und der Industrie- und Nachfragestruktur. Bei asymmetrischer Nachfrage und drei Unternehmen, von denen zwei miteinander fusionieren, zeigt sich, dass eine Unternehmensfusion meistens profitabel ist. Nur im Falle sehr geringer Transportkosten würden sich die beiden Unternehmen durch die Fusion schlechter stellen.

Der Einfluss zunehmender asymmetrischer Nachfrage auf die Profitabilität ist hingegen negativ. Je ähnlicher die Marktgrößen beider Märkte sind, desto größer ist der Wertebereich der Transportkosten, die für profitable Fusionen stehen.

Das unabhängige Unternehmen profitiert immer von der Unternehmensfusion, da es seinen Marktanteil ausweiten kann.

Aus Sicht der Konsumenten in beiden Märkten ist die Fusion abzulehnen, da sie durch den verringerten Wettbewerb strikt schlechter gestellt werden als im Fall dreier unabhängiger Unternehmen.

Insgesamt kann die Unternehmensfusion zu einer positiven Veränderung der Wohlfahrt führen, falls die Transportkosten einen kritischen Wert übersteigen. Dabei lässt sich feststellen, dass eine Wohlfahrtssteigerung nur beobachtet werden kann, falls es sich um einen profitablen Zusammenschluss handelt.

Der dargestellte Modellrahmen bietet die Basis für die ökonomischen Effekte horizontaler Unternehmensfusionen falls räumliche Agglomeration in einem Markt zu beobachten ist. Da die

empirischen Befunde darauf hindeuten, dass insbesondere in und zwischen Metropolen Unternehmensfusionen stattfinden ist das Modell durch seine realistischere Bevölkerungsverteilung eine interessante Alternative zu den traditionelleren räumlichen Ansätzen zur Betrachtung horizontaler Unternehmensfusionen, in welchen häufig auf die Standardannahme einer gleichverteilten Bevölkerung zurückgegriffen wird.

Literaturverzeichnis

Deneckere, R.; Davidson, C. (1985): Incentives to form coalitions with Bertrand competition. Rand Journal of Economics, 4, 473–486.

Egger, H.; Egger, P. (2010): The trade and welfare effects of mergers in space. Regional Science and Urban Economics, 40, 210–220.

Gaudet, G.; Salant, S. W. (1992): Toward a theory of horizontal mergers. In: Norman, G.; La Manna, M. (Hrsg.): The new industrial economics, Aldershot.

Gross, J.; Holahan, W. (2003): Credible collusion in spatially seperated markets. International Economic Review, 44, 299–312.

Gugler, K.; Mueller, D. C.; Yurtoglu, B. B.; Zulehner, C. (2001): Effekte von Fusionen in Kontinentaleuropa und Deutschland. Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung, 70, 204–213.

Hamilton, J.; Thisse, J. F.; Weskamp, A. (1989): Spatial Discrimination: Bertrand vs. Cournot in a Model of Location Choice. Regional Science and Urban Economics, 19, 87–102.

Hwang, H.; Mai, C. C. (1990), Effects of Spatial Price Discrimination on Output, Welfare and Location. American Economic Review, 80, 567–575.

Liang, W. J.; Hwang, H.; Mai, C. C. (2006), Spatial discrimination: Bertrand vs. Cournot with asymmetric demands. Regional Science and Urban Economics, 36, 790–802.

McElroy, F. W. (1991): Price and Welfare Effects of Oligopolistic Mergers. Bulletin of Economic Research, 43, 331–354.

Norman G.; Pepall, L. (2000): Profitable Mergers in a Cournot Model of Spatial Competition. Southern Economic Journal, 66, 667–681.

Perry, M.; Porter, R. (1985): Oligopoly and the incentive for horizontal merger. American Economic Review, 75, 219–227.

Reitzes, J. D.; Levy, T. (1995): Price discrimination and mergers. Canadian Journal of Economics, 28, 427–436.

Rodriguez-Pose, A.; Zademach, H. (2003): Rising Metropoli: The Geography of Mergers and Acquisitions in Germany. Urban Studies, 40, 1895–1923.

Rodriguez-Pose, A.; Zademach, H. (2006): Industry Dynamics in the German Merger and Acquisitions Market. Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie, 97, 296–313.

Rothschild, R. (2000): Merger and Spatial Competition. Urban Studies, 37, 443–449.

Rothschild, R.; Heywood, J. S.; Monaco, K. (2000): Spatial price discrimination and the merger paradox. Regional Science and Urban Economics, 30, 491–506.

Salant, S.; Switzer, S.; Reynolds, R. (1983): Losses from horizontal merger: The effects of an exogenous change in industry structure on Cournot-Nash equilibrium. Quarterly Journal of Economics, 98, 185–199.

2 Foreign Market Supply – Empirical Findings from the Automotive Industry

Vanessa Cirannek[1]

Abstract

This paper analysis foreign market supply in the automotive industry. It empirically tests the general substitutability between imports and foreign direct investments (FDI) with Brainard (1997)'s concept of proximity concentration and specifically focusses on the supply through export platforms. In respect to the latter, it represents a significance test of Cirannek (2010), which theoretically shows, that countries are supplied through export platforms, when those are closer than the home country and are more advantageous production countries than the EP import country itself. With the application of probit regressions, this paper gives strong support to both underlying theories. It shows, that automotive imports increase with higher proximity between the trading countries and lower production costs in the sales country. Furthermore it links a relatively disadvantageous production environment and relative proximity to export platform imports.

2.1 Introduction

The question of how foreign markets are supplied has been addressed from an exclusively trade-related view for a long time. Just recent literature picked up the alternative of foreign direct investments and the local production close to the foreign consumers. Today this field is developing almost with the same past as foreign direct investments themself, step by step closing the gap between theory and the reality in international economics. Because, foreign direct investments have more than tripled since 1995 with steady growth rates of nearly 32% annually[2], while exports increased by only 1.5% per year within the same timeframe [(WDI, 2011, p. 366) & Markusen (2002)].

[1] The author would like to thank the Deutscher Akademinscher Ausstauschdienst (DAAD) for partial funding of this research project.

[2] Only the recent economic downturn in the year 2009 brought FDI to fall. However, most recent figures show a slow recovery in 2010 and FDI is projected to reach its pre-crises levels within the near future.

Following the work of Brainard (1997), Helpman/Melitz/Yeaple (2004) and others, foreign market supply in imperfect markets is understood to be either through exports or foreign production. However, the simultaneous adaption of both supply types on the firm level is still an insufficiently understood phenomenon. A group of researchers proposes the export platform as one possible answer. An export platform is a foreign production facility of a firm, which not only supplies the local foreign market, but also additional third countries. The integration of third country market supply conflicts with the general assumption of two country models in international trade theory. Formal theories have been developed by Ekholm/Forslid/Markusen (2007) and Cirannek (2010), which relax this limitation and specifically integrate the supply alternative of export platforms.

But also empirically, there has been a small amount of contributions to the phenomenon of export platforms. With work from Ekholm/Forslid/Markusen (2007), Blonigen et al. (2007), Baltagi/Egger/Paffermayr (2007) and others, the extent of this specific field can still be counted with two hand. The underlying reason for that shortage of research is less a lack of interest or importance, but rather the unavailability of data. In order to examine export platform supply, data has to be extremely rich, reflecting a firm's international behavior and supply network, including international production, sales, and trade.

With the application of a industry specific, firm-level data base, this paper represents a new contribution to the export platform literature. It focusses on the theoretical work of Cirannek (2010) by testing its significance for the automotive industry. In particular, the theory's proposed relative proximity concentration trade-off, which suggests, that a country is supplied by an export platform if it meets two bilateral country characteristics: First, the EP import country is closer to, or more integrated with a FDI than the home country, second, in contrast to the FDI country, it lacks the attractiveness for local production. Preceding the export platform specific analysis, the general trade-off between transportation and fixed costs for the choice into imports or foreign production is tested for its importance in the automotive industry.

The automobile industry offers a particularly interesting example to evaluate foreign market supply. Economically, it is one of the most important industries worldwide. 10% of global GDP is generated by it, 8.4% of trade is in automotive products, and also a substantial amount of foreign direct investments is made by automotive firms. This makes that industry one of the key player in international production and supply, adapting international supply strategies of imports, FDI, and export platforms. Specifically the latter is globally observed and often associated with regional market supply. Thus, Thailand for example is known as the 'Detroit of Asia', serving as a host country for the production of Toyota, Honda, Ford, Nissan, Mitsubishi and others to serve the 600 million people within Southeast Asia Kohpaiboon (2008). Analogously, Motta/Norman (1996) associate the localization of Japanese within Europe with the opportunity to serve the countries of the European Union. The same behavior of Japanese firms is also observed by Koshiba et al. (2001) within the North American Free Trade Area (NAFTA), where they locally produce and supply the member countries of USA, Mexico, and Canada.

This paper is organized as following: In section 2.2 the underlying export platform model from Cirannek (2010) is shortly summarized regarding its main assumptions, results, and testable hypothesis. Section 2.3 relates to empirical literature explaining the proximity concentration

trade-off and export platforms. The main part of this paper starts with the description of the applied data in section 2.4. At first, market supply alternatives are discussed in context of the automotive industry, the main database is described and necessary assumptions for the identification of the different supply types are laid out. Second, measures of transportation costs, fixed costs, economies of scale, and market potential are introduced as regressors. They are described regarding their conceptual interpretation, and source of data. Finally, foreign market supply in the automotive industry is first looked at with descriptive statistics. This is followed by the empirical analysis in section 2.5. Relating to the original work of Brainard (1997), the proximity concentration trade-off is being tested by limiting market supply types to imports and FDI only (subsection 2.5.1). With the separation of imports into home and export platform imports, the analysis shifts to Cirannek (2010) and the significance of the relative proximity concentration trade-off for the automotive industry (subsection 2.5.2). The latter consists of a production and supply focused analysis, both estimating the supply through EP imports, but once including FDI observations and once home import observations only as control group. Section 2.6 concludes this paper.

2.2 Theoretical Model and Testable Hypothesis

Cirannek (2010)'s EP model belongs to the modeling class of the New Economic Geography (NEG), an economic subfield which is characterized by a general equilibrium, monopolistic competition, economies of scale, and iceberg transportation costs. More specifically, the EP model builds on Brainard (1997), who integrated international immobility of labor and multinational firm behavior into Krugman (1991)'s classic NEG framework.

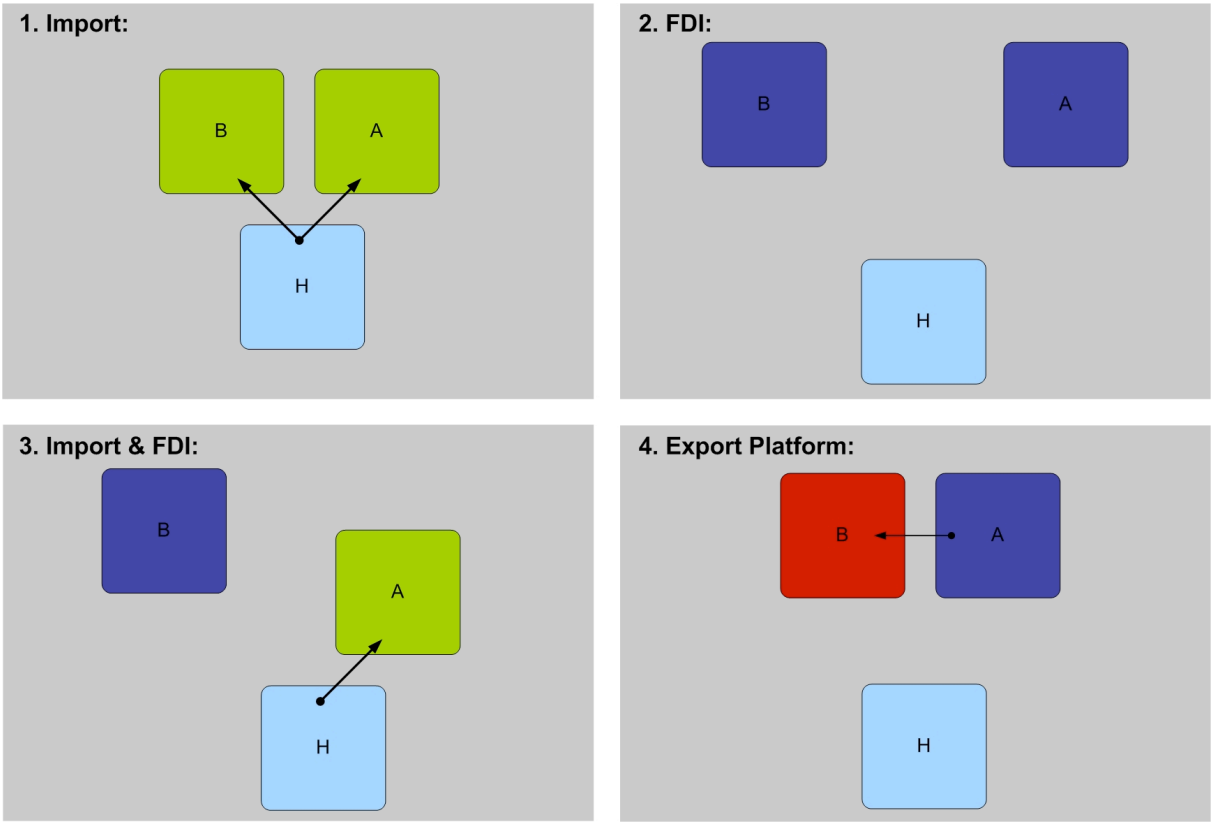
The key extension of Cirannek (2010) to Brainard (1997) is the assumption of a three country world and the explicit introduction of export platforms. In line with its underlying model, each country is home to a local production, and each firm supplies all countries worldwide. Firms face two basic alternatives to do so: 1. imports, 2. producing abroad through FDI.

With the integration of a three country world, the geographic distribution of countries and the origin of imports has to be taken into account. Geographically, four main distribution pattern are considerable, as illustrated in figure 2.1[3]. FDI, marked in blue, can either solely serve the foreign market, or operate as an export platform to additionally supply the third country. Consequently, imports further separate into those originating from the home country (home imports - marked in green) and those from the export platform (EP imports - marked in red).

The global structure of firms and market supply is driven by the costs of the different supply alternatives. Imports impede transportation costs, which are solely born by the consumers, FDI requires additional fixed costs to set up the foreign plant. The trade-off between the sum of transportation costs and fixed costs determines the supply alternative in equilibrium. This concept was already introduced by Brainard (1997) under the term proximity concentration

[3] 1. all three countries are in high proximity to each other, 2. they are all far away from each other, 3. one country is close to the home, one is far away, 4. both foreign countries are far away from the home market, but close to each other.

Figure 2.1: Geographic distribution of countries and strategic supply pattern



trade-off. Low transportation cost rates and high fix costs foster trade, whereas the opposite yields to foreign production. Compare with scenarios 1-3 of figure 2.1.

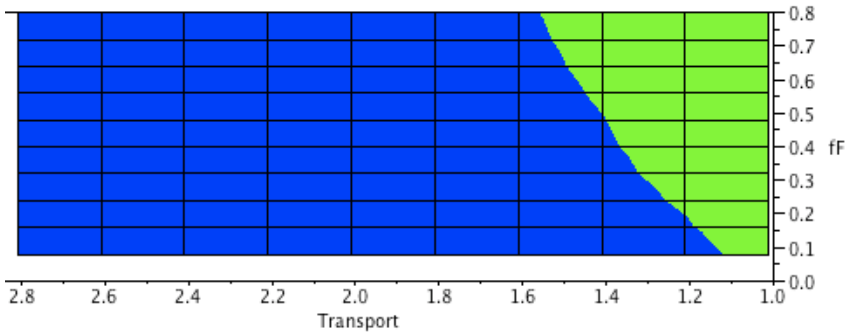
Cirannek (2010) extends this concept to the alternative of export platform imports and integrates a distance term into the transportation costs function. This translates the transportation function from a plain cost rate to a geographic expression. In the case of export platform imports, not the transportation costs between the home and the final sales country themselves are of importance, but rather the distance relation between the different pairs of countries. Meaning, between the foreign FDI and sales country as well as the home and the sales country. As a result, EP imports are more likely, if a foreign country has an advantage over the home country in accessing the third country. As illustrated in figure 2.1, this advantage can be geographically, but it can also be adapted to the concept of political integration. Free trade agreements and free trade areas increase the level of integration, which lowers the political distance, and thus trade costs between the participating countries against outsiders.

Not only does an export platform affect the origin of imports, it also fosters foreign direct investments. The potential to serve third countries increases the ability to overcome economies of scale for profitable plant operations. Even in a case, where the FDI market itself cannot utilize the proximity concentration trade-off in favor of foreign production. Two simultaneous effects can be observed with the EP model: 1. The cut-off level for FDI decreases for the EP production country with increasing proximity to a third country. Making foreign production profitable with

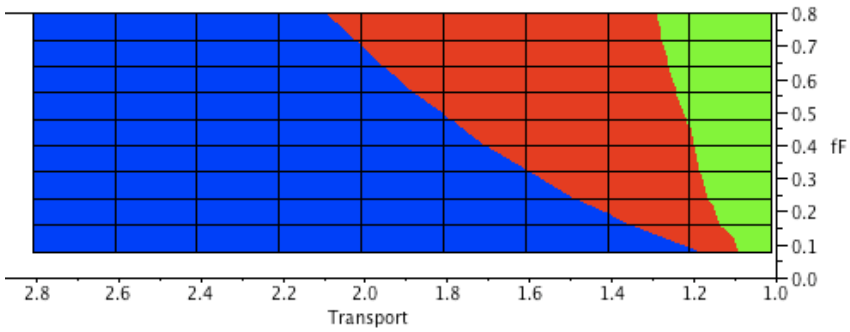
a lower distance from the home country. 2. This cut-off increases for the EP proximate third country, extending the range of imports.

Figure 2.2 illustrates these effects. Starting from a geographically equal distribution of countries, as in subfigure 2.2(a), home imports and FDI are the only two supply alternatives. The colored areas represent the most profitable alternative to supply country B, dependent on the transportation cost rate (x-axis) and fixed costs (y-axis). Costs are absent at the coordinate system's origin and linearly increase along the axis. As before, home imports are marked in green, FDI in blue, and EP imports in red.

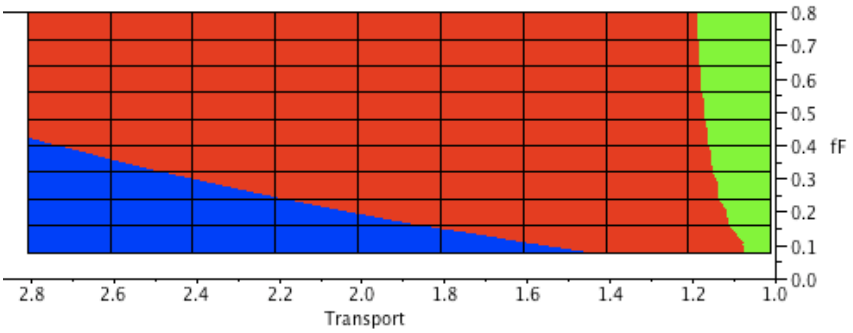
Figure 2.2: Equilibrium supply pattern with increasing proximity between foreign countries



(a) $HA = HB = AB$



(b) $HA = HB$, $AB = \frac{1}{2}HA$



(c) $HA = HB$, $AB = \frac{1}{5}HA$

The first graph is in line with Brainard (1997) and represents the general substitutability of imports and FDI in accordance to the proximity concentration trade-off. With a reduction of the distance between the foreign countries A and B, the supply alternative of EP imports arises for B and increases with further proximity (compare subfigure 2.2(b) with 2.2(c)). The

EP model simulations illustrate that EP imports represent an intermediate alternative between home imports and FDI, by simultaneously substituting both individual supply alternatives. The line of indifference in subfigure 2.2(a), where home import profits equal FDI, turns into EP import favor. Whereas the cut-off levels for home imports and FDI have shifted right- and left-wards.

The theoretical results of the EP model suggest various testable hypothesis. First, there is the general proximity concentration trade-off between imports and FDI, which increases supply through imports with a decreasing distances between the home and the sales country. The same is true for low protectionist burden between those countries. Contrary, increasing fixed costs increase foreign production and decrease imports. Analogously, country size has a positive impact on FDI, as high demand generates economies of scale.

In a first regression analysis, described in section 2.5.1, the country and country-pair characteristics are tested for their effect on imports. In order to have a base of comparison to the original work of Brainard (1997), at first, imports are not separated into those originating from home or foreign export platforms.

Taking account for the supply alternative EP imports, three countries are of importance: the home, the production, and the sales country. All three differ in EP imports. The theoretical model extracts the relative relationship between the country of production and sales to the home and sales country. Testing for export platform imports, those are expected to rise with a decrease in relative distance or trade costs. Although countries in the EP model are symmetric and therefore do not differ in labor costs or productivity, the export platform production is expected to increase in the country of relative lower fixed costs or higher productivity.

All testable implications are summarized in the following table 2.1:

Table 2.1: Testable hypotheses

		Imports	FDI	EP Imports
Transportation costs	+	-	+	
Fixed costs	+	+	-	
Economies of scale	+	-	+	
Relative transportation costs	+			-
Relative fixed costs	+			+

2.3 Related Empirical Literature

The theoretical model of Cirannek (2010) strongly builds on Brainard (1997). Not only did Brainard model the alternative of multinational production to trade, she also tested her theoretical findings empirically. In Brainard (1997) she finds strong support for the proximity concentration trade-off in bilateral U.S. activities. Foreign production of U.S affiliates, and U.S. production of foreign firms increases over exports, the higher are trade and the lower are production costs. The effects are stronger for U.S. outward than inward activities.

The analysis obtains U.S. bilateral trade from the U.S. Bureau of Census and international production from the U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA). The BEA FDI database is unique in its kind and completeness, reporting international production and sales activities by U.S. owned affiliates abroad and by foreign owned firms in the USA. It is census-type data, cross-sectional, and global in scope, however, Brainard focusses on the year 1989, 63 manufacturing and primary industries, as well as bilateral US activities with 27 foreign countries.

Brainard (1997) estimates the effects of trade and FDI costs, as well as economies of scale on the industry trade share of a country. Separately analyzed, trade shares are export shares (EXSH) for U.S. sales abroad and import shares (IMSH) for foreign sales in the USA respectively. Transportation costs are represented with freight costs which incorporate transportation and insurance costs as well as tariff rates. Both measures are country and industry specific. Furthermore Brainard includes a country's openness to trade in order to capture non tariff barriers in extension to tariff barriers. FDI costs are a country's barriers for the localization of foreign production. Applied proxies are the openness to FDI, corporate profit tax rate, and relative per worker GDP between the US and the foreign country. With the latter, Brainard (1997) intends to capture the difference in country characteristics and its influence on the supply type. Both indexes of openness to trade and FDI are sales country specific. With all sales taking place in the USA in the inward oriented analysis, both independent variables are not integrated in the second part of the paper. Finally, scale parameters are measures of employment on the corporate and plant level.

The proximity concentration trade-off hypothesis is tested with an ordinary least square (OLS) regression analysis and the adoption of country and industry fixed effects. This approach leads to robust estimates for the majority of regressors. According to Brainard (1997), trade shares increase with increasing freight and tariffs as well as decreasing FDI openness and cross-industrial labour productivity differences. The only exception are relative tax rates, which have a non expected positive trade effect on US outward activities, but a negative effect on foreign import shares into the USA.

Although Brainard (1997) accounts for firm heterogeneity with the measures of economies of scale, her theoretical model builds on homogeneous firms. Helpman/Melitz/Yeaple (2004) close this gap by extending Brainard (1997) with Meltiz (2003)'s concept of firm heterogeneity. Accordingly, firms differ in their productivity levels, which directly influence production volumes and the ability to overcome fix costs. More productive firms produce to lower costs, sell at lower prices, and face higher demand. Implementations for international market supply are the

following: Low productive firms either directly exit the market or exclusively supply the home market. Only firms of higher productivity sell their products abroad. The most productive firms operate foreign production plants, whereas the lower high productive firms supply international markets through exports.

In the empirical test of their theoretical model, Helpman/Melitz/Yeaple (2004) estimate the effects of trade costs, FDI costs, and industry dispersion on U.S. exports relative to U.S. FDI sales abroad. The dependent variable is on the country-industry level. As before, they employ the BEA FDI database, but focus on the year 1994, integrate all 52 manufacturing sectors, and additionally consider a wide sample of 38 foreign countries. Their choice of independent variables also differs from Brainard (1997). Transportation costs are still represented with freight costs and import tariff rates, whereas country-level fixed costs are assumed to be consistent over exports and FDI and therefore controlled for with country-fixed effects. Plant-level fixed costs are a industry-specific weighted average of the number of non-production workers and sales per establishment. Industry dispersion is difficult to measure, but Helpman/Melitz/Yeaple (2004) make use of their theoretical implications. According to that, the productivity distribution of firms is strongly correlated with the distribution of sales volumes. Due to the lack of disaggregated U.S. data on firm specific sales, alternative industry measures are calculated from the distribution of sales across European and French firms. To further control for industry-specific characteristics, capital-labor ratios and R&D intensities are also included into the regression function.

The results clearly confirm the proximity concentration trade-off and are robust over different specification and country sample sizes. As expected, lower freight and duty costs positively effect relative export sales, whereas lower fix costs are associated with decreasing export ratios. The papers' specific enhancement lies in the measure of dispersion. Industries with higher heterogeneity between firms supply foreign countries increasingly through FDI, whereas less disperse industries tend to exports.

The previously described research papers are summarized in more detail, as they account for two important advancements in the incorporation of multinational supply alternatives and the development of trade theory. Throughout this paper, empirical design draws from Brainard (1997) and Helpman/Melitz/Yeaple (2004) and results are being compared more closely to the original work. There has been further empirical research testing the proximity concentration trade-off. For example Ekholm (1998) studies the foreign sales pattern of swedish multinationals. She finds additional support for the substitution of exports and FDI in swedish bilateral trade relations, however market size and distance effect both supply types in the same way. Similar results are also found by Carr/Markusen/Maskus (2001) and Yeaple (2003).

Turning to research specifically examining the phenomenon of export platforms, there is generally to say, that there is not a large body of empirical research on the determinants of that supply type. This is specifically true due to the lack of firm-level production, trade, and sales data. Empirical work has mostly focussed on the BAE FDI data, being one of a few official databases reporting global activities of national firms. However, it reports exports of the foreign production facilities in aggregate terms only, leaving the destination of EP exports unclear. An exception are re-exports to the US, which are explicitly documented. Consequently, research has concentrated

on the export platform production country, analyzing country and country-pair characteristics fostering EP production as well as the motives behind it. The relation between the home or EP production country and the EP import country has kept unobserved.

One major work along those lines is Ekholm/Forslid/Markusen (2007). Their empirical analysis builds on a partial equilibrium model introducing asymmetric countries, two high-cost, one low cost country. The north is home to firms and their consumers. Although there is no demand in the south, it can operate as a production location for northern firms. The theoretical question in focus is the optimal location of production given asymmetric labour costs and preferential trade agreements between the south and a single northern country. Ekholm/Forslid/Markusen (2007) derive three different types of export platforms, whereas only the so called third country export platform is relevant for this paper[4]. Third country EPs are foreign production plants which have the purpose to serve third countries. They specifically arise with the formation of a free trade area and are established by the outsider country in order to gain preferential market access.

In their empirical research Ekholm/Forslid/Markusen (2007) turn their interest to the motives behind foreign EP production by explaining the direction of EP exports - back home to the US, or to a third country. As a result, they identify the behavior of U.S. multinationals in Europe with the third country EP motive. This can be concluded, as the ratio of EP exports to third countries over total EP exports is positively effected by both, a general European regional dummy as well as a EU15 membership dummy.

Further EP research specifically analysis the effect of third country sales potentials on overall FDI sales. Because EP export destination countries are unknown in the BAE FDI database, Baltagi/Egger/Paffermayr (2007) and Blonigen et al. (2007) introduce spatially weighted indexes to proxy for the accessibility and closeness of a FDI country to countries of economic interest[5].

With the application of a time-series OLS regression framework, Blonigen et al. (2007) find general support for the size of a market on FDI sales volumes, however, increasing market potential has a puzzling negative impact. This result occurs for a full sample of 35 foreign countries as well as OECD and non-OECD countries only. Just OECD EU countries slightly divert from the counterintuitive results, but only after disaggregating the country-level data by industries. This reveals expected estimates for five out of eleven sectors, backing up Ekholm/Forslid/Markusen (2007)'s European related findings and the application of market potentials in explaining FDI.

Baltagi/Egger/Paffermayr (2007)'s results are more supporting for the effects of third country markets on the establishment of FDIs. Their dependent variable is on the country-industry level and they conduct a fixed effects as well as a generalized moment estimation. Whereas the former assumes spatially uncorrelated residuals, the latter allows for spatial correlation in the

[4] Home EP and global EP are the other two types. Both go along with a termination of the home production and a complete transfer of production abroad to serve the home market of a firm. The difference between the two lies in the supply of the second northern country. In home EP, the south exclusively serves the northern home market, whereas supply of the northern foreign market is satisfied out of a local production. In global EP, the south is a firms' only production facility and serves both, the northern home and foreign market.

[5] Third countries entering the measurement are all other FDI countries of an industry in Baltagi/Egger/Paffermayr (2007), and all countries in the world in Blonigen et al. (2007). In order to control for the proximity between the observed FDI and other FDI countries, the latter adds a autoregression term.

independent variables and the error term. Adding spatially weighted third country effects is jointly significant and increases the fit of the FDI country-only model in explaining FDI sales. The results indicate a strong export platform motive behind the establishment of FDI, however, whether it is horizontally or vertically driven can not be obtained from the analysis. The work below differs from previous research in a variety of ways. First, it diverges from the BEA database and applies a new, not yet analyzed source of data. Although not a cross-sector analysis, but industry specific, it is highly disaggregated, allowing to analyze firm-level, even product-level activities. This yields to a broader validity of the proximity concentration trade-off and the ability to analyze new angles in the EP phenomenon. In the context of the latter, it shifts the point of view from the EP production country to the EP import country. This is a unique research approach and resembles the novelty of this work, applicable due to the detailed production, sales, and trade information in the applied databases. It gives new insights for country characteristics and country-pair relations and allows to validate assumptions generally taken by the described export platform literature. The firm-level data also allows to analyze the discrete choices firms face in their foreign market supply alternatives. Finally, horizontal FDI can be distinguished from vertical integration, another weak point of the BEA database and its employment in the related EP literature.

2.4 Data and Descriptive Statistics

To examine the effect of (relative) proximity concentration on the choice of market supply, industry specific firm-level data, country specific, and country-pair data is combined. This section describes the data applied and provides a first glance at the automotive industry and its market supply pattern.

2.4.1 Market supply alternatives in the automotive industry

This paper employs three firm-level databases of the automotive industry from Global Insight (2008)[6], a global analyst and forecasting company, providing comprehensive economic, and financial information on countries, regions, and industries. The scope of the three databases are global automotive production, global automotive sales, and regional automotive sales of Eastern Europe, Asia-Pacific, and Oceania. Although the latter is part of global sales, this regional sample is richer in its geographic variables.

All databases are on the model-level. Economically, a model is to be understood as a product of a firm, e.g. BMW 3-series, Toyota Camry, or Ford Focus. In the context of this paper, a model incorporates the whole range of available body styles, e.g. sedan, convertible, hatchback, etc., as well as different engine sizes and trim levels. Further to consider in the automotive industry, is the marketing concept of regional re-batching. Identical cars are commonly branded under different names, depending on the country of sales. For example, a german VW Golf is sold under the name VW Rabbit in the US, or a Hyundai Atos is marketed as a Amica in the UK,

[6] The views of this analysis are not the ones from IHS Global Insight. I would like to thank BMW AG for the access to the databases.

and a Santro Xing in India and Pakistan. Regardless of minor regional specification differences, these models are homogeneous products and are consolidated under one global model name for the means of this analyses.

Crucial for the determination of the supply alternative are three main geographic attributes: 1. country of sales, 2. country of production, 3. home country. As stated before in section 2.2, the following structural definitions are taken as a base for the different types:

- Home: sales = production = home
- Import: sales $\neq$ production
  - Import: sales $\neq$ production = home
  - EP import: sales $\neq$ production $\neq$ home
- FDI: sales = production $\neq$ home

whereas the first-level definitions are in line with Brainard (1997), the further separation of imports into home and EP imports represents the extension of Cirannek (2010). Home is listed for the sake of completeness. As it does not represent a foreign supply alternative, it is excluded from the analysis.

The abstract definition of foreign market supply can be met with the global automotive data. Global production and sales are two separate databases, containing country-model observations for the respective supply activities. There is no connection between production and sales, i.e. the origin of locally sold models is unknown. However, in order to derive the type of foreign market supply in accordance to Brainard (1997), this information is not required. For imports it is sufficient to know, if a sold model is produced locally and for FDIs it is further important wether the country of production is a foreign country for that model or the home. Despite a missing connection between the global automotive databases, a merge of them allows to determine if a car is imported or locally produced. If no local production takes place, an observation can clearly be categorized as import. In contrast, for FDIs, the supplemental supply through imports can not be ruled out. As will be shown later, the simultaneous supply through imports and FDI on the country-model level is negligible. Assuming that the supply type of a model is FDI, when foreign production is observed, is therefore only a marginal understatement of imports.

To determine if a model is a home or EP import, further geographic information are required, in particular the origin of imports and the classification of the production country. A link between sales and production is integrated into the regional sales database. For each model sold in Eastern Europe, Asia-Pacific, and Oceania the location of production is available. Following the definition, supply is through home imports, if the country of production is the home of a model, and through EP imports, if production takes place in a foreign country.

The home country information is generally not included in the databases, but can be derived from the global production data. According to the theory, a home country is the headquarter country (HQ) of a firm, however, each firm is assumed to be a one product company. This is

not conform with real observations from the year 2007, where each automotive firm produced an average of 53 models worldwide. Also, due to regional variation of preferences and different demand structures, not all models are necessarily produced, nor sold, in a firms' home country. Data shows, that it is not uncommon that models only exist abroad. In 2007, a share of 20% of automobile models were not produced in a firm's headquarter country. Hence, in the context of this paper, the theoretical concept of section 2.2 is more appropriately applied to an automotive model than a firm.

If models are produced at a single location, ceteris paribus, this is the assigned home country. It can, but must not be identical with the brand HQ. However, in 2007 80% of all single-location models had its home production in the firms' headquarter country. In the case of multiple production locations per model the country with the highest production volumes is determined as home country of a model. In 2007, 21% of multinational models were based outside of their firm's headquarter.

The databases are longitudinal, covering years 1996 - 2007. The analysis focusses on the influence of country and country-pair characteristics on the choice of imports in general and EP imports in particular. Furthermore it analysis the effect of today's country characteristics on the mode of supply. A static approach is chosen, selecting year 2007 due to its most recency. This is the case, as the database is only accurate for the current mode of supply. Changes in the supply type or the origin of imports in earlier years are not documented. It only reflects the state of supply for the year 2007.

Automotive supply goes beyond the three foreign supply alternatives discussed in this paper. It only focusses on horizontal supply strategies, whereas various types of vertically integrated strategies are also existent. The employment of the automotive industry in a subject of horizontal market supply is often criticized, as automobiles are not build from scratch by any OEM (original equipment manufacturer). In fact, the automotive industry belongs to one of the most vertically linked industries, with well integrated supplier networks, reaching into product research, development, and production. Research estimates the supplier content of a car to approximately 50% (McKinsey Global Institute, 2003, pp. 1-2). However, these supplier relations do not affect a firms' strategic market supply decision. There are multiple reasons. First, lots of suppliers operate from a single production base and supply various manufactures worldwide. Second, automotive producers have a high bargaining power over suppliers and set prices for their inputs. Third, car producers use their power over suppliers, to influence the suppliers' location of production. With the establishment of an OEM production location abroad, the settlement of suppliers can often be observed in a second wave KPMG (2005).

These supplier relations in the auto industry are common and not reflected in the applied databases. However, IHS Global Insight distinguishes between two types of production, full and assembly[7]. Exclusively focussing horizontal supply options, only observations of full production enter the analysis, assembly observations are not considered.

[7] Assembly, also referred to as knock-down kits, is a common vertical production linkage in the auto industry. Often applied in countries of development due to high import duty differences for a manufactured automotive and car kits. OEMs produce the car to a high extent in their global production facilities and ship all, or the majority of parts needed for the final assembly abroad.

2.4.2 Measures of transportation costs, fixed costs, and economies of scale

Transportation and fixed costs play the most important role in the theoretical models of Brainard (1997) and Cirannek (2010) and define the proximity concentration trade-off. Although not theoretically covered, the heterogeneity of automotive models, and the asymmetry of countries is also integrated into the empirical model with measures of economies of scale. In the following, variables and proxies are explained in more detail.

- **Transportation costs:**
  Transportation costs are influenced by a variety of factors, like the value of a car (how high are insurance costs?), the size of a car (how many fit into one container, on one truck?), the route of transportation (how intense are trade interactions and how sophisticated is the transportation network?), the type of transportation (sea, land or air?), the economic conjuncture (how high is transportation demand and supply and what are daily rates?) and the days/distance of transportation. Data for most of these variables is extremely difficult to obtain. A proxy of transportation costs which is commonly used in the economic literature is the geographic distance ($DIST$). Not only captures it the rise of costs with an increasing length of transportation, but also the variable time. Time to market is a further important variable in business, which is directly correlated with geographic distance. The distance data applied origins from Mayer/Zignago (2006), CEPII, and is a measure of simple distance between two countries' capitols in thousand kilometers.

  A second major cost factor impeding international trade are import tariffs ($DUTY$). Automotives belong to the harmonized system code HS 8703, motor cars & other motor vehicles principally designed for the transport of persons, incl. station wagons & racing cars (not 8702). This product category is further separated into nine sub-groubs, addressing different injection systems and cylinder capacities. Duty rates on the six-digit level are obtained from ITC (2008) and weighted with the relative auto imports per category UN Comtrade (2009). Import volumes and tariff rates are country-pair specific, thus the weighted average import duty reflects the different political levels of integration between countries.

- **Fixed costs:**
  The local costs of production are measured with a variety of different variables. First, I follow Brainard (1997) and Helpman/Melitz/Yeaple (2004) who use a constructed measure for the openness of a country towards FDI ($OPEN$). The 2004 data origins from the *Global Competitiveness Report* of the World Economic Forum and reflects to what extent country rules encourage or discourage the inflow of FDI WEF (2005). 1 indicates a country which strongly discourages FDI, 7 represents a strongly FDI encouraging country. The ordinal ranking is a weighted average of an executive opinion survey, covering 117 countries in total and 87% of this analysis[8].

[8] There is no data available for Bulgaria (BLR), Iran (IRN), Latvia (LVA), Oman (OMN), Paraguay (PAY), Puerto Rico (PRI), Saudi Arabia (SAU), Uzbekistan (UZB), Vietnam (VMN). With the exception of IRN, these countries do not have any foreign automotive production and cumulatively account for 3% of global automotive sales.

Second, the profit tax rate (TAX) is applied as an additional measure for fixed costs. It represents the local costs of doing business, which has an average of 48.9% per country and a standard deviation of 21.2. The 2007 data is from the *World Development Index* WDI (2008).

Third, the GDP per employee is chosen as a proxy for labour productivity ($PWGDP$). This variable is also commonly applied in economic research to measure fixed costs. Although it bears the nature of variable costs, the productivity of labour is also reflected in all fixed costs positions, i.e. management, buildings, infrastructure. The GDP per employee is measured in thousand US$ and available from the *World Development Index*. Labour productivity is quite heterogeneous and ranges from 5.4 to 63.8 in the global sample.

$PWGDP$ is cross-sectoral, representing the average productivity of a country.
$AUTO_PROD$ is the automotive specific alternative to that variable and measures the per labour output of that industry. It is the ratio of a country's total production volume to its number of automotive employees. Productivity ranges from 0.6 to 44 thousand cars per labor unit and year and is zero in sales-only countries. Production data is generated from the IHS production database, employment data origins from the *International Auto Statistic* of the Association of the German Automobile Industry (Verband der deutschen Automobilindustrie, VDA) VDA (2007).

- **Market potential:**
  Following the EP literature, the attractiveness of a country as an export platform is influenced by its market potential. Market potential reflects the proximity of a country to important third country automotive markets and can be seen globally, or model-specific. For the former, country importance is measured by the size of a market ($SIZE$), the latter by country-level model volumes ($VOLUME$). Per country, a spatial weight is calculated to measure how central it is located, in terms of geographic as well as political distance. Spatial weights are inverse bilateral distances from Mayer/Zignago (2006) ($1/DIST$) and inverse weighted import duties from UN Comtrade (2009) ($1/DUTY$). MP_DIST and MP_DUTY are market potential for the global automotive industry in general, MP_DIST_M and MP_DUTY_M are its counterparts for a model specific perspective.

- **Economies of scale:**
  Finally, the heterogeneity of models and countries is represented with two measures of economies of scale. Economies of scale follow the idea of Helpman/Melitz/Yeaple (2004) and are a function of production volume. On the model-level, local demand drives the extent of the auto production. The sales volume of a model ($VOLUME$) is therefore chosen as the first proxy for economies of scale. Model sales figures range from 1 to 411 and average with 3.6, measured in thousand units. On the other side there are economies of scale and heterogeneity on the market-level. This variable is often indicated with a country's GDP, however, the IHS Global Insight database of global sales allows to adapt a more accurate measure in this industry-specifc automotive context. Total sales volumes ($SIZE$) indicate the size of a market. It is measured in million units with an average of

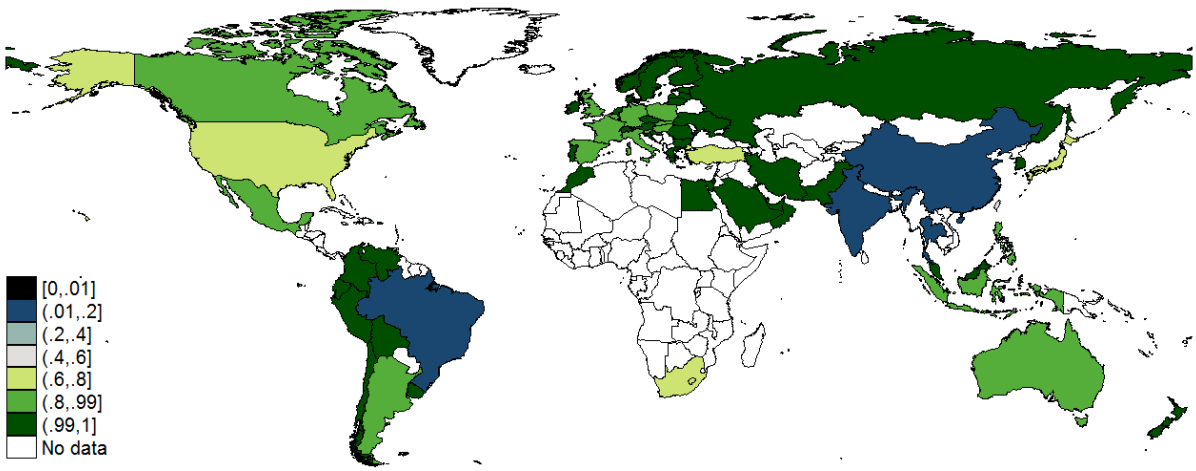
0.63 and a standard deviation of 1.3. Both proxies of economies of scale are derived from the global sales database of IHS Global Insight.

2.4.3 A first glance at the data

This section gives an overview over automotive supply pattern with selected descriptive statistics. First it focusses on the global database and the abstract separation into import and FDI supply. The full spectrum of supply types is looked at with the regional sample.

To minor exceptions, automotive production and sales data coverage is complete. Figure 2.3 illustrates the extent of data availability on the country level by illustrating the supply type intensity in percentage of imports. The color is determined by the predominate type of supply and the intensity by the degree exceeding a 50% supply share. Countries in bright green color are exclusive sales countries without any foreign production, they encounter for 61% of the global sample. Contrarily there is no such country which is completely supplied by FDI. The highest share has India with 92%.

Figure 2.3: Data coverage and import shares



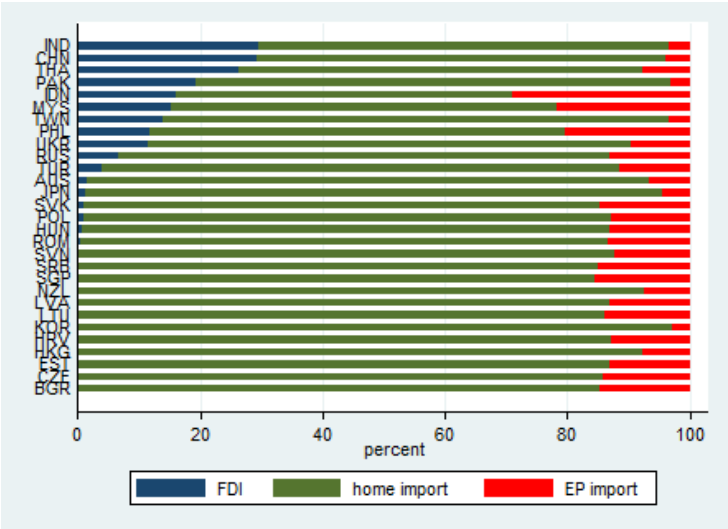
Altogether there are 78 sales and 39 production countries in the global database, of which 29 countries[9] are covered in the Eastern European, Asian, and Oceanian regional sample. Overall, those countries are supplied with 1,029 (485) different automotive models, averaging over 197 (177) foreign models per country[10]. 85% of models are produced in a single location and account for 44% of world sales. For the remaining models, the number of global production facilities goes up to 9 locations per model and averages with 1.3.

[9] Sales countries: Australia (AUS), Bulgaria (BGR), China (CHN), Croatia (HRV), Czech Republic (CZE), Estonia (EST), Hong Kong (HKG), Hungary (HUN), India (IND), Indonesia (IDN), Japan (JPN), Korea (KOR), Latvia (LVA), Lithuania (LTU), Malaysia (MYS), New Zealand (NZL), Pakistan (PAK), Philippines (PHL), Poland (POL), Romania (ROM), Russia (RUS), Turkey (TUR), Serbia (SRB), Singapore (SGP), Slovakia (SVK), Slovenia (SVN), Taiwan (TWN), Thailand (THA), Ukraine (UKR)

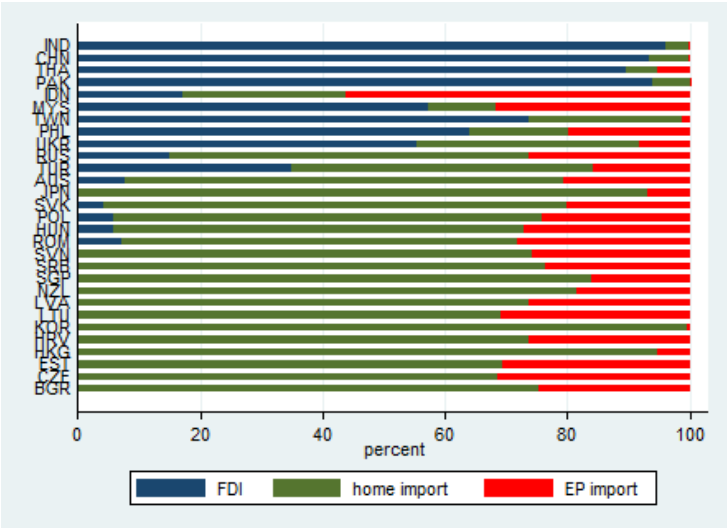
[10] Figures for regional sample in parenthesis.

In average 3.3% (4.7%) of locally sold foreign cars originate from a FDI production, the rest is imported. The regional data sheds additional light on the origin of imports. Accordingly, 84.2% are home imports, and 11.7 % are export platform imports. With a focus on the last figure, this translates into an export platform origin for every 9th model and 8th sold car. Figure 2.4 illustrates the supply pattern of the regional sample in more detail on the country level. Patterns are determined in terms of number of models and aggregated volume per supply type. Again, FDIs are represented in blue, home imports in green and EP imports in red.

Figure 2.4: Regional: Foreign market supply pattern



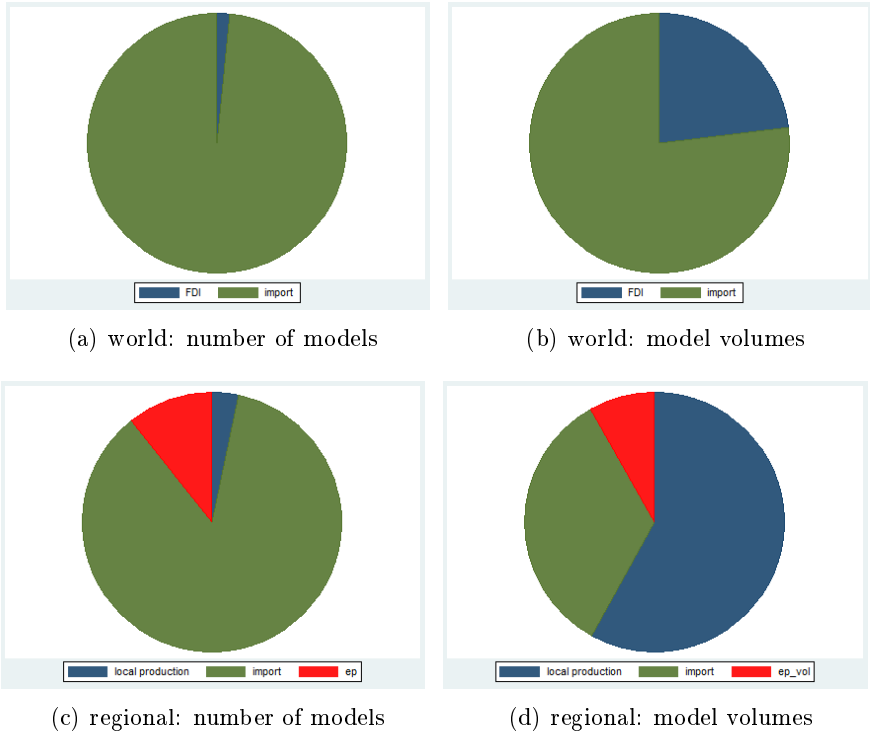
(a) weighted by number of models



(b) weighted by model volumes

The hugh disperse between the number of FDI originated models and their corresponding sales contributions (compare FDI shares of figures 2.5(a) and 2.5(b), 2.5(c) and 2.5(d)), highlights the importance of economies of scale. Whereas in average only two (seven) models per country are supplied through FDI, they account for 21% (50%) of sales, indicating high volume models and big markets. It also reflects the theoretically modeled price advantage of local production and its corresponding increase of demand in accordance to the monopolistic law of demand.

Figure 2.5: Supply type by number of models and volume - Indication for economies of scale



(a) world: number of models (b) world: model volumes

(c) regional: number of models (d) regional: model volumes

Also observable are substantial structural differences between the countries. A fair amount of countries is exclusively served through imports, whereas most countries have a mixed supply pattern. Continentally clustering of countries leads to the insight, that Asian countries have a FDI penetration above the mean, in contrast to Eastern European countries, whose supply is dominated by imports. Export platform imports are a supply alternative observed by all countries, but specifically important for Eastern Europe.

As a first approach to evaluate the effect of transportation and fixed costs on the type of market supply, two simple split sample analysis are performed. With both, a country and a model focus, the means of country and country-pair characteristics are compared. First, countries are categorized in accordance to their dominant market supply type, imports or FDI. There are 62 (21) countries with a preponderance of imports and 5 (8)[11] are mainly supplied with foreign models through FDI. Comparing their means in terms of distance and import duty rate between the country of sales and home, the first leads to a small, the latter to a substantial difference between imports and FDI. As expected, import countries are closer to their trading partners, FDI dominated countries are further away, both in terms of geographic distance as well as political integration. In contrast, fix cost measures do not deliver the expected picture. Thus, the mean of FDI openness and profit tax rates are higher in FDI predominant countries.

In a second evaluation, only the regional data is considered and models are clustered by their type of market supply - home import, EP import, and FDI. This reveals a distance and duty order of home import $<$ FDI $<$ EP import for the sales-home country relation. Whereas the

[11] Brazil is the only country outside of the regional sample, which has a predominant FDI supply. The mismatch between the global and regional sample lies in the countries IDN, MYS, PHL, and UKR.

difference between home import and FDI is marginal, EP imports account for a high sales-home country distance. Taking account for the country of import origin, the mean of both variables drop substantially for EP imports, indicating an advantage of the export platform country over the headquarter country. Again, the expected relations cannot be hold for the countries' fix costs characteristics. In average, home import countries are more open to FDI and have lower profit taxes than FDI countries. Also contra-intuitive is the finding, that EP import countries have a better business environment than export platform countries.

2.5 Analysis

Having stressed the testable phenomenon and described the applied data, the following section turns to the econometric analysis of foreign market supply. It is subdivided into two main parts, the proximity concentration test and the analysis of export platforms. This reflects the different abstraction levels of the definition of foreign supply types and the extent of data availability. Export platforms are separately looked at from a production and a supply oriented view. The former addresses the location of production, the latter the origin of imports. With this, the relative proximity concentration trade-off is finally being tested.

2.5.1 Import vs. FDI

In a first approach, the analysis focuses on the general proximity concentration trade-off. As Brainard (1997) states in her paper, the automotive industry serves as a role model for her theoretical framework. Now, with the auto supply data available, Brainard (1997)'s empirical analysis can be extended and tested towards its significance for that particular industry.

Foreign models build the basis of observations, i.e. home sales are excluded, and foreign supply separates into import and FDI. For the means of this approach, imports include both previously discussed types, home and EP imports.

It is the goal to identify the effect of proximity concentration and heterogeneity measures on the supply type SUP_{xs} of a model x in sales country s:

$$SUP_{xs} \begin{cases} 1, \text{ if supply type=Import} \\ 0, \text{ if supply type=FDI} \end{cases} \tag{2.1}$$

Due to the characteristics of the global database and the assumptions underlying the determination of supply types, mixed equilibria are not apparent. Although multiple supply alternatives can be observed in the regional subsample, the data structure is clearly binary. Therefore, probit regressions are applied to explain the choice into import supply. In this content, the analysis slightly differs from Brainard (1997), who builds her main approach on OLS regressions with import and export shares as dependent variables. In the auto industry, mixed equilibria are an exception, leading to model-country import shares of either one or zero. Thus, the approach

of this analysis is generally comparable to Brainard (1997), but requires the application of a non-linear model to fit the distribution of the dependent variable.

Probit functions are non-linear, estimating a binary response variable with the maximum likelihood method and building on a cumulative distribution function with a standard normal distribution. The estimates can be interpreted as a probability increase attributed to a one-unit increase of the independent variables, that a country s is supplied with a model x through imports.

The effect of transportation costs, fix costs, and economies of scale on the supply type (SUP_{xs}) are tested with the following equation:

$$\begin{aligned} SUP_{xs} = \beta_0 + \beta_1 DIST_{xhs} + \beta_2 DUTY_{xhs} + \beta_3 OPEN_s + \\ \beta_4 PWGDP_s + \beta_5 TAX_s + \beta_6 SIZE_s + \beta_7 VOLUME_{xs} + \epsilon_{xhs} \end{aligned} \tag{2.2}$$

where $DIST_{xhs}$ and $DUTY_{xhs}$ are proxies for transportation costs. $DIST_{xhs}$ is the geographic distance between the home county h and the sales country s, $DUTY_{xhs}$ is the import duty rate for automotive imports into country s, originating from country h. In this step, the origin of imports is not considered, distance and import duty rather relate to the home-sales country-pair. It is abstracted from the fact, that production can take place in a third country FDI. Drawing from the theoretical model, rising transportation costs have a negative impact on the import share and therefore $\beta_1 < 0$ and $\beta_2 < 0$ are expected for the corresponding coefficients.

$OPEN_s$, $PWGDP_s$, and TAX_s are proxies for fixed costs. $OPEN_s$ is a measure for the openness of a country s towards FDI. This regressor exclusively characterizes the sales country and is completely independent of the home or production country of a model x. Increasing openness has a cost decreasing factor for local production and shall reduce the import share of a country. Analogously for $PWGDP_s$, the per worker GDP. It is a measure for a sales county s's productivity and stage of development. A more productive production environment fosters FDI production and is expected to have a decreasing effect on SUP_{xs}. The opposite forces work with TAX_s. It is the corporate profit tax rate, incurred on profits in country s. Higher tax burden reduce a firm's net profitability and a country's attractiveness for the allocation of business operations. Consequently, higher taxes are expected to go along with an increasing import probability. Summarizing, the following is expected: $\beta_3 < 0$, $\beta_4 < 0$, and $\beta_5 > 0$.

Economies of scale are integrated with $SIZE_s$ and $VOLUME_{xs}$, where $SIZE_s$ is the log of total sales in country s, aggregated over all models x, and $VOLUME_{xs}$ is the log of the specific sales volume of model x in sales country s. Both variables also account for a measure of heterogeneity, between countries as well as products. Helpman/Melitz/Yeaple (2004) argue, that heterogeneity is difficult to measure, but can be observed by the sales volume of a product. They draw this conclusion from their theoretical model, where the most productive firms produce and sell the highest quantities. $VOLUME_{xs}$ is a direct measure of economies of scale. High sales and therefore high production volumes decrease the per-good fix cost burden. Whereas, high demand and huge markets in general build the basis for big scale production. Therefore there is also a positive relationship between market size and economies of scale. It is expected that both

coefficients, β_6 and β_7, have a negative impact on imports. Increasing volume on the model and market level is expected to foster local production and decrease SUP_{xs}

The basic regression results are presented in table 2.2. Columns (1)-(3) estimate the supply type based on the global sample, containing 70 sales countries. Of the 10.872 potential data points, 10.434 feature distance measures, 9.587 feature (roughly 88%) fix costs as well as EOS measures and enter the regressions. In (1) and (2) the impact of transportation country-pair characteristics and fix cost country characteristics are focused separately and isolated, whereas (3) incorporates a full representation of equation 2.2 by further integrating the measures of economies of scale. Column (4) differs in the scope of countries included. The results build on the regional database and contain model observations of 27 sales countries[12] in Eastern Europe, Asia, and Oceania.

Table 2.2: Probit Regression: Imports vs. FDI

	(1)	(2)	(3)	(4)
dist	-0.154**		-0.344***	0.0115
	(-2.07)		(-3.45)	(0.10)
duty	-1.320***		-1.097***	-1.979***
	(-7.59)		(-3.98)	(-8.25)
open		-0.136***	-0.119*	0.0752
		(-2.64)	(-1.81)	(1.33)
pwgdp		0.321***	0.359***	0.0557
		(4.57)	(4.36)	(0.62)
tax		-0.0240***	-0.0123***	-0.0121***
		(-11.74)	(-4.42)	(-2.73)
(log) volume			-0.281***	-0.282***
			(-13.04)	(-12.80)
(log) size			-0.179***	-0.0759*
			(-4.89)	(-1.72)
_cons	2.425***	3.857***	5.406***	0.132
	(41.72)	(12.23)	(12.07)	(0.37)
N	10434	9587	9587	4324
pseudo R^2	0.043	0.111	0.367	0.342

t statistics in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

With a view on the global regressions first, a highly significant negative effect is found for both, geographic and political distance. This suggests, that a decrease in distance and the removal

[12] The number of countries included differs from the number of countries in the regional sample, as there is only partial data availability for SRB and TWN. The former is not integrated into the CEPII distance database, the latter is not included in the profit tax data of WDI (2008). The same applies to the global sample.

of protectionist boundaries increases the probability of import supply. This significance stays apparent after integrating the full set of independent variables into the regression, although the magnitudes of the probabilistic effects increase for $DIST_{xs}$ and decrease for $DUTY_{xs}$ (compare column (1) and (3)).

Isolated effects of fixed costs are all significant on the 1%-level in the isolated regression, and up to two p-levels lower in the full set of independent variables. However, throughout, only the coefficient of $OPEN_s$ carries the expected sign.

Counterintuitively the results suggest, that increasing profit tax rates reduce imports and that a country of higher labour productivity faces higher import probabilities. The effects are in line with Brainard's cross-sectoral analyzes of US firm activities abroad. There, US firms' relative imports into 27 selected foreign countries decrease with lower tax burden, lower openness to FDI, and higher labour productivity. For supply pattern of foreign firms into the US, the estimated results are less puzzling. According to Brainard's analysis, US import shares decrease with increasing productivity ratios and decreasing tax rates[13].

Besides its observation, Brainard only briefly interprets the counterintuitive findings with a possible correlation between taxes and macroeconomic variables, such as investment and income (Brainard, 1997, p. 539). There are various possible explanations in the context of this paper, specific to the automotive industry and the choice of the analytical parameters. The latter refers to the static approach with the focus on the year 2007. However, decisions to set up foreign production facilities and produce the various models x and their predecessors abroad were made before that.

Tax and productivity developments in both, the home and sales country, after the establishment of foreign production facilities can defer the picture given from this analysis. More robust results require the application of pre FDI country characteristics. On the other hand, profit tax rates are not a reliable cost measure in the study of the automotive industry. It is an industry of special interest, which is often attracted by tax incentives or preferential rules Morisset/Pirnia (2001). Additionally, firms also apply strategic transfer pricing, to divert profits into low-cost tax-haven countries. The effects of economies of scale on the import supply are both negative, as expected. The full integration of independent variables as in column (3) suggests, that countries with a smaller market size tend towards imports and that models with small demand are supplied through imports. Both coefficients are highly significant.

Turning to the results in column (4) and the regional subsample. Compared to the full regression in column (3), the number of observations drops from 9,587 to 4,324, thus the sample still represents 45% of the global data. 76 models are excluded due to mixed equilibria, meaning they are simultaneously imported and locally produced in one country. Additional 32 models are dropped because they are imported from multiple production location. The explicit production information per sold model makes it possible to precisely determine the type of supply, the

[13] The measure of FDI openness is not included, as only US import shares are observed and thus there is no country variation.

adoption of multiple supply alternatives, and sourcing from multiple countries on the model-country level. However, the overall exclusion is negligible with 2% of the total data volume.

Although the regional database would allow to be more closely to Brainard (1997) by taking account for mixed equilibria and estimating the effects on the import share of a model x in country s, the binary structure of the automotive data does not comply with the OLS assumptions. Specifically the required normal distribution of the dependent variable is clearly violated, potentially leading to right coefficients in terms of direction and magnitude, but non-robust significance levels. Applying probit models relaxes the assumption of normal distribution and represents a much better fit for the automotive data.

In the comparison to the global data set, the estimates of the regional sample show a high consistency. $DUTY_{xhs}$, $PWGDP_s$, TAX_s, $VOLUME_{xs}$, and $SIZE_s$ carry the same sign, though the counterintuitive productivity measure $PWGDP_{xhs}$ is not significant anymore. This indicates, that in average, productivity between sales and production countries is closer for countries in Eastern Europe, Asia, and Oceania than the world in common. In contrast, increasing $DIST_{xhs}$ and $OPEN_{xs}$ are estimated with a positive effect on imports, but insignificant and with a low magnitude. Both variables will be further examined in the export platform analysis by contrasting EP imports with home imports and FDI respectively.

Altogether, the conducted regressions verify that proximity concentration trade-off forces are active in the automotive industry. The fix cost oriented support for this conclusion is to a lower degree based on the estimated production measures, but rather the scale parameters of model volume and country size. It could also be shown, that specifically political distance, rather than geographic distance, has a robust and strong impact on a firm's foreign market supply type and that significant differences in country-pair and country characteristics are present with imports and FDI. Both, in a global and selected regional perspective.

2.5.2 Export Platform Analysis

After finding support for Brainard (1997)'s cross-sector results in the auto industry, the analysis specifically shifts its focus on the choice into export platform imports and the relative proximity concentration trade-off. Until now, characteristics of the sales country and country-pair characteristics of the home-sales relation played a key role, but in EP imports the attention shifts to the production country and its relation to both, the EP import and the home country. The theory suggests, that the EP import country faces a supply advantage from the FDI county in contrast to the home country and a production disadvantage against the FDI country.

The basis of export platform imports is foreign production. If a model was not produced abroad, a country could not be supplied through a third country. Consequently, only those models can enter the analysis, which operate an FDI and are produced in more than one country. This statement relies on the assumption, that existing production networks of firms are taken as given and limit the scope of alternatives. The analysis does not raise the question if a foreign production location is optimal per se, but rather under which circumstances a country is supplied

through a FDI and in which characteristics a FDI country differs from EP import countries[14]. This implies two main comparisons: First EP imports vs. FDI to test country characteristics fostering EP imports compared to EP production. Second, EP imports vs. home imports to identify the effects and significance of relative country-pair characteristics for EP imports.

The former focusses on the subject of EP production, whereas the latter addresses the origin of imports. The split analysis approach is in line with the theoretical results. They suggest, that the comparisons are best to be undertaken in two separate steps, because EP imports are shown to be an intermediate supply alternative between home imports and FDI, substitutable by both. With given geographic distributions, country specific fix cost parameters are expected to drive the localization of production. In a comparison between EP imports and FDI, fix cost related characteristics as well as measures for auto production attractiveness are being tested for their cause of the observed supply alternative. Within imports, the relative transportation cost measures are tested to separate country pair characteristics between EP imports and home imports.

Both analysis apply a probit regression. The dependent variable is the supply of model x in country s, SUP_{xs}, which is equal to one if supplied through EP imports, and 0 otherwise.

$$SUP_{xs}^{j} \begin{cases} 1, \text{ if supply type=EP import} \\ 0, \text{ otherwise} \end{cases} \tag{2.3}$$

where otherwise refers to FDI if $j = I$, and home imports if $j = X$.

2.5.2.1 EP imports vs. FDI

The first analysis focuses on the comparison of EP imports and FDI. It puts production characteristics in the center and examines the differences between countries being supplied through EPs and those serving as location of foreign production. Drawing from the theoretical findings, EP imports and FDI are direct substitutes, but simultaneously EP import countries have a production disadvantage over an alternative FDI country. Consequently, EP import observations must be effected by poorer country characteristics than FDI in general and EP production in particular.

Observations included in the following analysis are EP imports and FDI. Although not all FDI countries serve as export platforms, their partial inclusion allows to identify the motive behind FDI and whether a firms' FDI decision accounts for the ability to serve foreign markets in the long-run.

The following approach departs from the proximity concentration centered viewpoint and is more closely related to the export platform literature, testing production costs and market potential as determinants for EP imports. The testable equation is the following:

[14] Obviously, this is not a requisite assumption, Alternatively each country worldwide could serve as a potential production and export platform.

$$SUP^I_{xs} = \beta_0 + \beta_1 OPEN_s + \beta_2 AUTO_PROD_s + \beta_3 SIZE_s + \beta_4 MP_DIST_{xs} + \beta_5 MP_DUTY_{xs} + \beta_6 VOLUME_{xs} + \beta_7 MP_DIST_GM_{xs} + \beta_8 MP_DUTY_GM_{xs} + \epsilon_{xs} \tag{2.4}$$

where $OPEN_s$ and $AUTO_PROD_s$ are measures of production costs, $SIZE_s$ and $VOLUME_{xs}$ reflect a county's own market potential whereas MP_DIST_{xs}, MP_DUTY_{xs}, $MP_DIST_GM_{xs}$, and $MP_DUTY_GM_{xs}$ are determinants for third country accessibility.

The separation between own and third market potentials follows Blonigen et al. (2007), as it allows to extract the driving forces behind foreign production. A strong own country effect is expected to generally go along with FDI, whereas the third country effect is specifically important for export platforms. They serve as a hub to supply further foreign countries and therefore require a good centrality and accessibility to minimize outgoing transportation and trade costs. The importance of the own market potential for FDI could already be supported by the proximity concentration trade-off test in section 2.5.1 and analogously it is expected, that EP imports increase with a decrease in market size ($\beta_3 < 0$) and model-country sales volumes ($\beta_6 < 0$).

The scope of a country's third market potential can be global or model-specific. The global index reflects a country's proximity to big scale automotive markets, where centrality is measured with bilateral geographic or political distance and market importance with total sales volumes. MP_DIST_{xs} and MP_DUTY_{xs} express, how central or integrated a country is in the global automotive economy. The higher the index, the higher the third country market potential and the lower is the expected likelihood of EP imports. However, not all countries are necessarily interesting sales countries for a particular model x. $MP_DIST_GM_{xs}$ and $MP_DUTY_GM_{xs}$ limit the range of potentially supplied third countries to countries where sales of a model is observed. In this context, the market potential indexes measure the centrality of a potential EP in a given sales network of a model x. Again, the latter follows the idea, that production and sales countries of a model are taken as given. In both cases, not only the country in focus is excluded from the index, but also a model x's home country h. Thus, MP proxies are on the country-model level and reflect third country market potentials only.

Production costs are expressed with the openness towards FDI and automotive labour productivity. Cross-sector productivity has been proven to be an insufficient proxy for the automotive industry and profit tax rates are no longer considered due to the discussed likelihood of exceptions and profit transfers in that industry. The expected outcomes for the production cost measures are according to the previous regression of section 2.5.1: The openness towards FDI shall be higher in countries where local production is observed, for the supply through EP imports this translates into a negative relationship, i.e. $\beta_1 < 0$. The same is expected to be true for the productivity of automotive labor. Increasing productivity fosters FDI and decreases EP imports, thus $\beta_2 < 0$.

The estimation results of equation 2.4 are documented in table 2.3. Column (1) and (2) differ by their scope of observations included. Whereas data for $SUP^X_{xs} = 1$ is identical in both regressions,

$SUP_{xs}^{X} = 0$ has a different data coverage. (1) includes the universe of FDI observations of the regional sample, those serving as a export platform as well as exclusive FDI productions. (2) is limited to EP production countries, representing a direct comparison between EP imports and their respective production origins. In column (2) each observation enters the regression with two data points, one including the characteristics of the EP import country, the other the EP production characteristics. As production countries are globally distributed, foreign production goes beyond the regional sample and requires the integration of sales volumes from the global sales database. There are 527 EP import and 129 FDI observations in the regional sample, of which up to 80% enter the regressions. The mismatch between potential and included data points is caused by the partial data unavailability of $OPEN_s$ and $AUTO_PROD_s$.

Table 2.3

	(1)	(2)
open	-0.624***	-0.868***
	(-3.97)	(-8.70)
auto_prod	-0.740***	-1.016***
	(-3.56)	(-7.39)
(log) size	-0.641***	-0.448***
	(-6.34)	(-6.74)
mp_dist	2.710	-0.363
	(1.16)	(-0.29)
mp_duty	-0.0820	0.0244
	(-0.85)	(0.38)
(log) volume	-0.280***	-0.422***
	(-5.90)	(-10.38)
mp_dist_gm	-2.665**	-1.436*
	(-2.15)	(-1.86)
mp_duty_gm	0.166***	0.200***
	(2.67)	(4.45)
_cons	5.139***	5.532***
	(5.22)	(8.80)
N	496	840
pseudo R^2	0.545	0.578

t statistics in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

The results confirm the expected outcome and the related literature to a high degree. $OPEN_s$, $AUTO_PROD_s$, $SIZE_s$, and $VOLUME_{xs}$ all negatively and significantly effect EP imports. Consequently, EP import countries are characterized with a more FDI unfriendly environment

and a poorer performance in the production of automobiles. They are also smaller in size and models are sold in smaller volumes. The estimates of $SIZE_s$, and $VOLUME_{xs}$ further support the own country effect of FDI. Accordingly, FDI increases with higher market scale and high volume products. Both variables have an intuitively negative impact on the probability of EP import supply. These conclusions are drawn from non-EP import observations (SUP=0) including both, FDI in general as well as EP only.

At the same time, the effects of market potential on EP imports are less straight forward. First of all, global automotive third country effects do not play a role in the choice between EP imports and FDI. MP_DIST_{xs} and MP_DUTY_{xs} are insignificant with changing signs, whereas $MP_DIST_GM_{xs}$ and $MP_DUTY_GM_{xs}$ are robust and significant. Therefore, the following discussion concentrates on the model specific market potentials. The geographic centrality within a model's sales network reduces the probability of EP imports, whereas a weighted duty oriented market accessibility has a positive effect.

With a focus on distance weights, the expectations of the related literature regarding market potentials can strongly be confirmed. But this is only true, because they neglect a duty oriented index. Specifically the latter produces counterintuitive estimates. The reason behind this might lie in the specifics of the regional sample. With the European Union (EU) and the Association of South East Asian Nations (ASEAN), there are two Free Trade Areas included. Specifically the former also represents a region of highly attractive sales countries, which is reflected by high duty-weighted market potentials for countries of Eastern Europe (EE). With 10 EE and 3 ASEAN observations out of 19 countries totally covered, high potential EP import countries are over-represented in the sample. An alternative explanation is the FDI substitutability on the model level. The previous analysis have shown, that sales volume are crucial for FDI. With a lack of the own country effect, the establishment of FDI in alternative to EP imports is absent. Introducing an interaction term between the volume of a model and the duty oriented market potential of that model, reveals a negative relationship between these variables. Increasing model sales volume in alliance with decreasing third country market potential have a positive affect on EP imports. Low volume country-model observations seem to trigger the counterintuitive estimate of $MP_DUTY_GM_{xs}$.

With the duty oriented third country limitations in mind, the hypothesis of relative production disadvantages of EP import countries can be confirmed. With an increasing probability, EP import countries are more restrictive towards FDI, less productive, smaller in size, being supplied by low volume models and have worse access to third markets than foreign countries were firms choose to produce. Furthermore, production locations are driven by the sales network of a model, not the general centrality in the global auto industry.

2.5.2.2 EP imports vs. home imports

In contrast to the previous analysis, observations included in the following are imports only - FDI are excluded. In analogy to equation 2.3, $SUP_{xs}^X = 1$ indicates EP imports, whereas $SUP_{xs}^X = 0$ now represents home import observations. Home and EP imports are contrasted in two ways.

First, general characteristic differences between the two import alternatives are analyzed in terms of country-pair and heterogeneity measures. This approach intends to clarify the substitutability between home and EP imports and to identify alternative forces generally effecting the supply types[15]. Second, the relative proximity concentration trade-off is tested.

Home and EP imports both belong to the aggregated supply alternative of imports and only differ from each other by their origin, or more precisely, the classification of their originating production location. Is it the home or a FDI? The theory proposes that a country is supplied by an export platform instead of the home country if the former has a transport cost oriented advantage over the latter. However, in the overall contrast, this does not suggest any characteristical differences between the countries, or their bilateral relations.

With the focus on transportation costs and EOS measures, the effects of characteristical differences in country and country-pairs on the import supply type are estimated with the following equation:

$$SUP_{xs}^{X} = \beta_0 + \beta_1 DIST_{xps} + \beta_2 DUTY_{xps} + \beta_3 VOLUME_{xs} + \beta_4 SIZE_s \ + \epsilon_{xps} \tag{2.5}$$

where $DIST_{xps}$ and $DUTY_{xps}$ reflect the geographic and political distance between the country of production and sales. The difference to the application in section 2.5.1 specifically comes to bear for EP imports, where the location of production p is different form the home country h.

Furthermore, $VOLUME_{xs}$ and $SIZE_s$ are integrated as measures of heterogeneity and scale parameters. Non of these independent variables are expected to effect the choice into EP imports.

Table 2.4 shows the results of the regressions. The first column includes all import observations, whereas columns (2) and (3) exclude home imports of single location models. With a drop in the number of observation by 2,838, column (1) incorporates a strong one-location model bias. Whereas the model volume and country size has significant effects on the probability of EP imports in column (1), no such effect is estimated in the multi-location only regression. From that comparison can be concluded, that single location models are being supplied in lower volumes, but small-size markets are less likely to be supplied.

With the exception of single location models, only those country-model observations remain in the regression, which face an alternative in the source of supply. This allows to analyze the effect of transportation and EOS measures on the means of import supply. Column (2) shows, that only the decrease in distance has a significant effect on the probability of EP imports. One could conclude that foreign productions have a smaller radius of operation than home countries, but the attention has also be put on the number of foreign production plants per model. And in fact, the number of FDI per model is not equally distributed between the two groups, models with a higher number of production locations are over represented in EP import observations. With each additional production facility it can be assumed, that the range of supply of the existing

[15] This analysis is limited to the testable variables of interest, identified by the theoretical model. It is not the ambition to generally explain the difference between EP imports and home imports.

Table 2.4: EP imports vs. home imports: Analysis of characteristic differences

	(1)	(2)	(3)
dist	-0.218***	-0.303***	-0.334**
	(-3.56)	(-3.89)	(-2.12)
duty	0.0576	-0.00839	-0.0348
	(0.29)	(-0.03)	(-0.13)
log_vol	0.123***	0.00831	-0.0585***
	(10.30)	(0.57)	(-3.72)
log_size	-0.0843***	0.00489	0.0394
	(-4.43)	(0.21)	(1.58)
prod_count			0.240***
			(10.25)
prod_count x dist			0.00495
			(0.14)
_cons	0.0235	-0.381***	-1.831***
	(0.22)	(-3.02)	(-10.19)
N	4886	2048	2048
pseudo R^2	0.042	0.008	0.109

t statistics in parentheses

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

ones decrease. Accounting for the interaction between the number of production plants and distance, a non-significant distance effect would arise if sales markets are equally split between all production facilities. The negative effect of distance on EP imports would stay apparent, if EP platforms rather operate on a smaller distance scale and are regionally focussed. In order to control for these interdependencies, the number of production locations ($PROD_COUNT_x$) and its interaction with the geographic distance measure is added to equation 2.5 and estimated in column (3) of table 2.4:

$$\begin{aligned} SUP_{xs}^{X} = \beta_0 + \beta_1 DIST_{xps} + \beta_2 DUTY_{xps} + \beta_3 VOLUME_{xs} + \beta_4 SIZE_s + \\ \beta_5 PROD_COUNT_x + \beta_6 DIST_{xps} x PROD_COUNT_x + \epsilon_{xps} \end{aligned} \tag{2.6}$$

Two main effects appear. First, the sales volume becomes significant with a negative effect. Second, geographic distance stays significant on the 5% level, but slightly increases its magnitude effect on EP import. Drawing a joined conclusion, the probability of EP imports over home imports increases with lower distances and lower trade volumes. This is an indication, that EP platforms operate as a regional hub, serving neighboring countries and those with a smaller demand for a model x. The results also suggest, that countries which would not be supplied otherwise due to low volume demand, enter a model's supply network because of their proximity to a FDI.

Turning to the effect of the number of production locations per model x and its interaction with distance. As expected, $PROD_COUNT_x$ increases the probability of EP import observations. That is no surprise, as FDI is the basis for EP imports. Consequently, the more production locations a firms has, the more likely is a country to be supplied through a foreign plant than the home. In fact, an increase in the number of production facilities by one increases the EP import probability by 24%. Although the coefficient of the interaction term is only marginally positive and non-significant, the actual effect can not be drawn from the stated output of a non-linear model. In a linear framework it would be concluded, that the interaction effect is essentially zero, but in a probit framework the whole probability range has to be computed and analyzed. This is necessary, as interaction effects can change its sign and degree of significance due to the non linearity of the dependent variable. I follow Norton/Wang/Ai (2004), who emphasize that the interpretation of interaction terms in non-linear models, requires the application of extended methods.

In contrast to the earlier intuition, the detailed analysis shows, that the results are much more complex with an opposed effect for each half of the probability space. While country-model observations with a predicted EP import probability below 0.5 are negatively effected, the opposite is true for the upper half. In detail this means, that under a constant number of production facilities, increasing distance further decreases the EP import probability for low probability observations, but increases it for high probability ones. These results are significant for the probability range of 0.2 to 0.6, thus much more meaningful in the intuitive lower probability section. However, it seems, that the high probabilistic EP imports are backed up by other variables, such that increasing distance is counterbalanced. This means, if there is a strong causation for export platform supply existant, the traded distance even increases over average supplies from home countries.

It becomes clear, that the actual effects are not that straight forward as in a linear model. However, following the above interpretation of the results, EP imports and home imports are not perfect substitutes. There rather exists a distance related characteristic difference between them, which supports the regional purpose of export platforms, as exemplified by the automotive specific literature cited in the Introduction.

Turning to the transport cost oriented side of the relative proximity concentration trade-off. This analysis tests the hypothesis that EP imports occur, because there is a FDI that has an advantage over the home country in the supply of the EP import country.

The substitutability of home imports and EP imports is driven by trade costs. For export platform imports the theory shows, that not absolute distance plays a key role, but rather relative distances. Instead of $DIST_{xhs}$ and $DUTY_{xhs}$, as before in the general proximity concentration trade-off test in subsection 2.5.1, $relDIST_{xs}$ and $relDUTY_{xs}$ serve as regressors. $relDIST_{xs}$ and $relDUTY_{xs}$ are defined as the relation of absolute distances between the sales and production country, and the sales and home country. This accounts for the hypothesis, that export platform imports occur, if the EP production country has an advantage over the home country. The advantage is reflected with a relative shorter geographic or political distance compared to the

home country, meaning the nominator is smaller than the denominator, leading to $relDIST_{xs} < 1$ or $relDUTY_{xs} < 1$.

$$relDIST_{xs} = \frac{DIST_{xps}}{DIST_{xhs}} \tag{2.7}$$

$$relDUTY_{xs} = \frac{DUTY_{xps}}{DUTY_{xhs}} \tag{2.8}$$

Equations 2.7 and 2.8 integrate the relation between three countries, home h, production p, and sales s. In export platform imports, the three defined country types differ, whereas in home imports, home and production countries are identical. Consequently, numerator and denominator are equal, and $relDIST_{xs}$ and $relDUTY_{xs}$ always result in unity in home imports. This strongly contradicts with the independence assumption of probability theory. According to which the knowledge of one random variable, offers no information about the other. In this case however, distance, the cause parameter, has a direct effect on the chosen supply alternative, home imports, as $relDIST_{xs} = 1$ and $relDUTY_{xs} = 1$ is always true for $SUP^X_{xs} = 0$.

To resolve this issue and restore the independence between the response and explanatory variable, home imports are represented by their best alternative export platform import. In the database, each home import observation is matched with a complete set of unobserved EP import alternatives. If a model is produced in a single foreign production location, ceteris paribus, this is the best choice alternative EP import. In the case of multiple foreign production locations, the most advantageous is taken, as every other alternative would create an upward bias. Advantageousness is understood as the closest or most integrated country-pair, i.e. the one with the minimum in geographic distance or import duty rate. On the country-pair level, the best choice EP import alternative can differ, depending on the variable in focus. In fact, 24% of the 1,545 models with more than two FDI productions face changing access conditions per distance regressor. Each home import is represented through a single best choice EP import alternative. Further alternatives do not enter the following probit regression:

$$SUP^X_{xhs} = \beta_0 + \beta_1 relDIST_{xs} + \beta_2 relDUTY_{xs} + \epsilon_{xhs} \tag{2.9}$$

It is expected, that export platform imports increase with low relative distances and import duty burden, i.e. $\beta_1 < 0$ and $\beta_2 < 0$.

Home imports' corresponding EP imports go along with a higher relative distance and relative level of integration than the EP imports actually observed. In its means, EP imports have a $relDIST_{xs}$ of 1.4, and $relDUTY_{xs}$ of 0.8, whereas $relDIST_{xs} = 2.5$ and $relDUTY_{xs} = 1$ in the case of alternative imports. The comparison highlights, that the foreign production country has a duty-related advantage in supplying the observed EP import countries. In the unobserved EP import alternatives, there is either no distance difference, or the home country has that advantage. Further support is given by the estimates of table 2.5. Columns (1) - (4) show, that the EP import probability increases with decreasing relative distances. The differences are significant at the 1% level for all cases (1) - (4).

Table 2.5: EP imports vs. home imports: Relative proximity concentration trade-off

	(1)	(2)	(3)	(4)
reldist	-0.211***	-0.0571***		-0.0834***
	(-18.57)	(-5.77)		(-8.53)
relduty		-1.074***	-0.968***	-0.835***
		(-13.84)	(-13.60)	(-11.20)
_cons	-0.188***	0.363***	0.172***	0.227***
	(-5.67)	(5.35)	(2.74)	(3.56)
N	2048	2048	2145	2048
pseudo R^2	0.041	0.118	0.074	0.116

t statistics in parentheses
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Cases differ by the variable which determines the best choice EP import alternative. In columns (1) and (2) of table 2.5 alternatives are chosen based on country-pair geographic distances, columns (3) and (4) have the minimization of import duty rates in focus. In both cases, the variable of interest is estimated separately in (1) and (3) and further extended by the corresponding second distance measure in (2) and (4).

As highlighted before, advantageousness is not consistent for geographic and political distance. In fact, the observations included into the two data sets vary and create a downward bias by integrating non-best choice alternatives. This can be observed by comparing the coefficients of $relDIST_{xs}$ and $relDUTY_{xs}$ in the multiple probit regressions of column (2) and (4). With constraining on minimal distances in (2), the coefficient of $relDUTY_{xs}$ has a higher magnitude than in its corresponding regression of column (4). Vice versa for $relDIST_{xs}$ in the comparison of (4) and (2). The focus lies exclusively on one of the two variables, therefore more disadvantageous alternative EP imports are chosen in respect to duty in column (2) and distance in column (4).

The analysis shows, that supply alternatives are driven by the advantageousness of market access and country-pair characteristics. EP imports and home imports go along with smaller relative distances. The latter can be derived from the negative interpretation of the probit regression results. Real observed EP imports are closer and more integrated than the created alternatives. Consequently, in the corresponding home imports, the home country must be closer and more integrated than any alternative foreign production country. Altogether, the estimated results are proof for the existence of a relative proximity concentration trade-off in the automotive industry and support the results of the theoretical model.

2.6 Conclusion

This paper covers various aspects of foreign supply in the automotive industry. It tests the general proximity concentration trade-off between imports and FDI as well as the substitutability of EP

imports with EP production and home imports. It supports the motivated theoretical model from Cirannek (2010) as well as most aspects of the related literature.

According to the empirically estimated results, the automotive industry is driven by the proximity concentration trade-off. Bilateral distances between the sales and production country are smaller for imports, and economies of scale are higher in countries being supplied through FDI. In terms of transportation costs, political integration showed the strongest effect, supporting the international efforts toward lower protectionism and the opening of markets. Openness towards foreign investments, market size, and model volumes are most influential in terms of fix costs.

The export platform specific analysis links EP imports to countries with a relatively disadvantageous production environment in contrast to foreign production countries in general and EP production countries in particular. EP import countries lack the openness towards FDI, automotive productivity, own market potentials, and network-specific third country market potential. Access to third countries is a spatial index of market attractiveness, weighted with bilateral distances and import duty rates respectivley. Only in terms of distances, EP import countries had a disadvantage over production countries, which gives a first indication, that distance plays a much higher role for EP imports than home imports.

The second indication comes from a direct comparison between the two import supply types. Against their expected perfect substitutability, EP and home imports do not share the exact same characteristics. The former is rather traded in significantly smaller volumes and over significantly shorter distances. Especially country-model observations with a overall low probability for EP imports are sensitive to distance, whereas high probability ones have a slightly positive, but mostly insignificant difference to home imports.

Finally, the results strongly confirm, that EP production countries have an advantage over the home country in accessing the EP import market. EP imports are supplied from a FDI, because it is closer and/or more integrated than the home country.

Combining the relative production disadvantage against FDIs and the relative supply advantage through the export platform, foreign market supply in the automotive industry is a proof for the theory's proposed relative proximity concentration trade-off.

References

Baltagi, B. H.; Egger, P.; Pfaffermayr, M. (2007): Estimating models of complex FDI: Are there third-country effects?. Journal of Econometrics, 140, 260–281.

Blonigen, B. A.; Davies, R. B.; Waddell, G. R.; Naughton, H. T. (2007): Fdi in space: Spatial autoregressive relationship in foreign direct investment. European Economic Review, 51, 1303–1325.

Brainard, S. L. (1997): An Empirical Assessment of the Proximity-Concentration Trade-off Between Multinational Sales and Trade, The American Economic Review, 87, 520–544.

Cirannek, V. (2010): Exports, Horizontal FDI and Export Hubs. GfR Seminarbericht, 53, 27–43.

Carr, D. L.; Markusen, J. R.; Maskus, K. E. (2001): Estimating the knowledge-capital model of the multinational enterprise. The American Economic Review, 91, 3, 693–708.

Ekholm, K. (1998): Proximity advantages, scale economies and the location of production. In: The geography of multinational firms, 12, Springer, 59–74.

Ekholm, K.; Forslid, R.; Markusen, J. R. (2007): Export-Platform Foreign Direct Investment. Journal of the European Economic Association, 5, 4, 776–795.

Helpman, E.; Melitz, M. J.; Yeaple, S. R. (2004): Export versus FDI with Heterogeneous Firms, The American Economic Review, 94, 300–316.

Global Insight (2008): World Car Industry Forecast Report.

ITC (2008): Market access map: Import tariffs. URL:`http://www.macmap.org/`.

Kohpaiboon, A. (2008): Thai automotive industry: Multinational enterprises and global integration. ERTC Discussion Paper.

Koshiba, T.; Parker, P.; Rutherford, T.; Sandord, D.; Olsen, R. (2001): Japanese automakers and the nafta environment: Global context. Environments, 29, 3.

KPMG (2005): Global location management in the automotive supplier industry. URL:`http://www.kpmg.com/Global/en/WhatWeDo/Industries/Automotive/Documents/Global-Location-Management.pdf`.

Krugman, P. (1991): Increasing Returns and Economic Geography, The Journal of Political Economy, 99, 3, 483–499.

Markusen, J. R. (2002), *Multinational Firms and the Theory of International Trade*, MIT Press.

Mayer, T.; Zignago, S. (2006): Cepii's distance measures. URL:http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/distances.htm.

McKinsey Global Institute (2003): New horizons: Multinational company investment in developing economies. URL:http://www.mckinsey.com/mgi/publications/newhorizons/index.asp.

Meltiz, M. J. (2003): The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity, Econometrica, 71, 1695–1725.

Morisset, J.; Pirnia, N. (2001): How tax policy and incentives affect foreign direct investment - a review. In: Using tax incentives to compete for foreign investment, The World Bank, 69–95.

Motta, M.; Norman, G. (1996): Does Economic Integration cause Foreign Direct Investment?, International Economic Review, 37, 4, 757–783.

Norton, E. C.; Wang, H.; Ai, C. (2004): Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models. The Stata Journal, 4, 2, 154–167.

UN Comtrade (2009): United nations commodity trade statistics database. URL:http://comtrade.un.org/db/.

VDA (2007): International Auto Statistics. Verband der Automobilindustrie (VDA).

WDI (2008): World Development Indicators 2008. The World Bank.

WDI (2011): World Development Indicators 2011. The World Bank.

WEF (2005): The global competitiveness report 2005-2006. Palgrave Macmillan.

Yeaple, S. (2003): The role of skill endowments in the structure of u.s. outward foreign direct investment. Review of Economics and Statistics, 85, 3, 726–734.

3 Demographischer Wandel und Regionales Produktivitätswachstum in Österreich

Andrea Kunnert, Peter Mayerhofer, Dieter Pennerstorfer

3.1 Einleitung und Literaturüberblick

Die Alterung der Gesellschaft stellt für viele europäische Länder eine Herausforderung dar, um den ökonomischen Lebensstandard vor dem Hintergrund einer sich ändernden demographischen Struktur der Bevölkerung zu erhalten. Die wirtschaftspolitische Diskussion fokussiert dabei meist auf dem mit der Alterung der Gesellschaft verbundenen Anstieg der Belastungsquote (dem Verhältnis zwischen nicht Erwerbstätigen zu Erwerbstätigen). Eine Anhebung des tatsächlichen Pensions- (Renten-)antrittsalters wird dabei als wirkungsvolles Instrument betrachtet, um die negative Auswirkung der sich ändernden demographischen Struktur auf die Wertschöpfung abzumildern. Diese Diskussion greift aber zu kurz, da auch die Veränderung der demographischen Struktur innerhalb der Erwerbstätigen die Wertschöpfung beeinflusst. Zusätzlich wird die positive Wirkung einer Anhebung des Pensionsantrittsalters auf die Wertschöpfung reduziert, wenn die Produktivität im Alter stark abnimmt. Für ältere Erwerbstätige würden in diesem Fall hohe Arbeitslosigkeit und/oder niedrige Löhnen erwartet werden. Um die Auswirkung des demographischen Wandels vollständig abschätzen und um Maßnahmen (wie die Anhebung des Pensionsantrittsalters) richtig beurteilen zu können ist daher die Analyse des Zusammenhangs der Altersstruktur der Erwerbstätigen und der Wertschöpfung von besonderer Bedeutung.

Der demographischen Wandel kann dabei direkt auf die Produktivität von Ländern oder Regionen einwirken, oder diese indirekt über andere Wachstumsdeterminanten beeinflussen (*Lindh – Malmberg*, 1999).[1] Als wichtiger Wirkungsmechanismus wird häufig der Erfahrungseffekt im aggregierten Humankapital hervorgehoben (*Feyrer*, 2007; *Brunow – Hirte*, 2009, *Lindh – Malmberg*, 1999, 2009). *Poot* (2008) identifiziert auch Wirkungskanäle über Arbeitsmobilität, den Kapitalstock und Investitionen, Infrastruktur und Skalenerträge, sowie über Ideen und Innovation. Trotz der gefundenen bzw. vermuteten Wirkungskanäle wird der demographische Wandel, d.h. die Verschiebung der Altersstruktur, in derzeit vorliegenden empirischen Beiträgen der Wachstumslite-

[1] Für einen Überblick über empirische Beiträge über die Auswirkung der Alterung auf die individuelle Produktivität (Mikrostudien) und auf den Einfluss der Altersstruktur der ArbeitnehmerInnen eines Unternehmens auf die Firmenproduktivität (Mesostudien) siehe *Kunnert et al.* (2010), *Börsch-Supan et al.* (2005), *Prskawetz et al.* (2006), *Prskawetz et al.* (2007a) und *Skirbekk* (2004, 2008).

ratur meist nur rudimentär in Form von (Erwerbs)Bevölkerungswachstum oder Belastungsquoten berücksichtigt (*Feyrer*, 2007; *Kelley – Schmidt*, 2005).

Die Studien, die die Altersstruktur explizit für das Produktivitätswachstum berücksichtigen, finden meist einen invers-U-förmigen Zusammenhang zwischen der Altersstruktur und der Produktivität: Mittlere Altersklassen sind demnach produktiver als die jüngsten und die ältesten Klassen, wobei divergierende Ergebnisse gefunden werden, wo die Produktivitätsspitze liegt. Die für den vorliegenden Beitrag wichtigsten Studien (*Brunow – Hirte,* 2006; *Lindh – Malmberg,* 1999 und 2009) basieren auf dem neoklassischen Wachstumsmodell von *Solow* (1956) und implementieren die Altersstruktur als Cobb-Douglas-Index. *Brunow – Hirte* (2006) finden in einer Querschnittsuntersuchung der EU 15 NUTS 2-Regionen unter Berücksichtigung möglicher regionaler Spillover-Effekte einen umgekehrt U-förmigen Verlauf der Produktivität mit der Produktivitätsspitze zwischen 30 und 44 Jahren. Auch *Lindh – Malmberg* (1999, 2009) bestätigen in ihren umfassenden Panelstudien zu OECD- und EU-Ländern ein inverses U für den Produktivitätswachstumsbeitrag einzelner Altersklassen der Gesamtbevölkerung, die höchste Produktivität finden sie allerdings im späten Erwerbsalter (für die Altersklasse der 50 bis 64-Jährigen). Bei *Brunow – Hirte* (2009) steht hingegen das altersspezifische Humankapital im Vordergrund, wobei auch sektorale und regionale Spillover-Effekte berücksichtigt werden. In diesem Artikel wird im Gegensatz zu den anderen genannten Beiträgen ein U-förmiger Verlauf des altersspezifischen Humankapitals auf das Produktivitätswachstum gefunden. Die niedrigste Produktivität weist in dieser Studie die Altersklasse der 30- bis 39-Jährigen auf.

Die Arbeit von *Skans* (2008) ist deutlich schwächer an die theoretische Wachstumsliteratur angebunden und untersucht den Zusammenhang zwischen Altersklassen und Produktivität im produzierenden Sektor rein explorativ für schwedische Regionen zwischen 1985 und 1996, ohne explizit Produktionsfaktoren zu berücksichtigen. Der Höhepunkt der Produktivität wird für die Altersklasse zwischen 50 und 59 Jahren gefunden. *Feyrer* (2007) und *Tang – MacLeod* (2006) lehnen ihre Schätzungen sehr locker an eine Produktionsfunktion an. *Feyrer* (2007) findet einen Zusammenhang zur Altersstruktur sowohl für Produktivitätsniveau als auch für das Produktivitätswachstum. Anhand der Altersstruktur wird der Produktivitäts(wachstums)unterschied von 87 industrialisierten und wenig industrialisierten Ländern zwischen 1960 und 1990 erklärt. Den höchsten Wachstumsbeitrag liefert die Altersklasse der 40- bis 49-Jährigen. *Tang – MacLeod* (2006) unterscheiden bei ihrer Produktivitätsschätzung für kanadische Regionen zwischen 1981 und 2001 lediglich zwischen zwei Altersklassen, unter 55- und über 55-Jährige – wobei letztere das Produktivitätswachstum signifikant negativ beeinflussen.

In diesem Artikel werden die Stärken der zitierten Arbeiten kombiniert: (i) Als erklärende Variable wird die Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten verwendet. Dies ist ein besserer Indikator für die Produktivität als das (oft verwendete) BIP pro Kopf. (ii) Die Analyse wird auf unterschiedlichen regionalen Ebenen durchgeführt (NUTS 2 und NUTS 3). (iii) Neben den Altersklassen werden Indikatoren für das physische Kapital und das Humankapital in den ökonometrischen Schätzungen berücksichtigt. Die Schätzgleichungen sind daher durch die theoretische Wachstumsliteratur gut fundiert. (iv) Durch vergleichsweise lange Zeitreihen (24 Jahre auf NUTS 2 und 12 Jahre auf NUTS 3-Ebene) kann die Panelstruktur des Datensatzes in der Schätzung gut genutzt werden. (v) In der kleinräumigen Analyse (auf NUTS 3-Ebene) werden räumliche

spill-over Effekte in der Schätzung direkt berücksichtigt (durch Spezifikation eines spatial-lag Panel-Modells).

Im folgenden Kapitel 3.2 werden die für den empirischen Teil benötigten Schätzgleichungen in die theoretische Wachstumsliteratur eingebettet. Im Kapitel 3.3 werden die verwendeten Daten und die angewandten Methoden beschrieben. Die Schätzergebnisse werden im Kapitel 3.4 dargestellt und diskutiert. Die wichtigsten Ergebnisse sind im Kapitel 3.5 zusammengefasst.

3.2 Theoretische Überlegungen: Altersstruktur als Produktionsfaktor

Die theoretische Basis der empirischen Analyse bildet eine von *Mankiw – Romer – Weil* (1992) spezifizierte Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. Die Produktionsmenge Y_{it} zum Zeitpunkt t in der Region i ist eine Funktion des technologischen Fortschritts A_{it}[2], des Kapitalstocks K_{it}, der eingesetzten Arbeit L_{it} und des Humankapitals H_{it}:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} H_{it}^{\beta} L_{it}^{\gamma} \tag{3.1}$$

Für die Output-Elastizitäten α, β und γ gilt $0 < \alpha, \beta, \gamma < 1$. Da konstante Skalenerträge unterstellt werden gilt $\gamma = 1 - \alpha - \beta$. In Anlehnung an *Lindh – Malmberg* (1999) wird die Altersstruktur der Erwerbsbevölkerung mithilfe eines Cobb-Douglas-Index N_{it} abgebildet, wobei n_{ijt} dem Anteil der Erwerbsbevölkerung in der Altersklasse j (von m Altersklassen) an der gesamten Erwerbsbevölkerung entspricht und mit a_j gewichtet wird.

$$N_{it} = \prod_{j=1}^{m} n_{ijt}^{a_j} \tag{3.2}$$

Wir folgen *Brunow – Hirte* (2006), indem die Altersstruktur nicht nur das Humankapital H_{it} (zunehmende Erfahrung), sondern auch den Arbeitseinsatz L_{it} (z.B. gesundheitliche Faktoren oder die Teilnahme am Erwerbsleben) beeinflusst.[3] Ähnlich wie bei *Feyrer* (2007) und *Tang – MacLeod* (2006) (aber anders als bei Anders als bei *Lindh – Malmberg*, 1999 und *Brunow – Hirte*, 2006) ist die Bevölkerung im nicht-erwerbsfähigen Alter nicht in diesem Index enthalten, da der Zusammenhang zwischen der Altersstruktur der Erwerbsbevölkerung und der Arbeitsproduktivität im Vordergrund steht und somit detailliertere Darstellung der Bevölkerung im erwerbsfähigen Altern ermöglicht wird.

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} (H_{it} N_{it})^{\beta} (L_{it} N_{it})^{1-\alpha-\beta} \tag{3.3}$$

Die Gesamtproduktion Y_{it} dividiert durch das Arbeitsvolumen L_{it} ergibt die Arbeitsproduktivität y_{it}. Der Kapitalstock und der Humankapitalstock je Arbeitseinheit sind mit k_{it} und h_{it}

[2] Der technologische Fortschritt ist empirisch schwierig zu identifizieren, weshalb Annahmen über die zeitliche und regionale Veränderung getroffen werden müssen. So kann er z.B. zeitspezifisch sein oder einem Trend folgen, in jeder Region einem anderen Niveau entsprechen oder regionsspezifische Zuwächse verzeichnen. Ganz allgemein wird hier von A_{it}ausgegangen.

[3] *Lindh – Malmberg* (1999) modellieren den Einfluss der Altersstruktur auf die Produktivität nur über das Humankapital. Für die empirische Schätzung ist dies jedoch irrelevant.

bezeichnet. Durch Logarithmieren wird eine Darstellung mit linearen Parametern ermöglicht:

$$\log y_{it} = \log A_{it} + \alpha \log k_{it} + \beta \log h_{it} + (1-\alpha) \sum_{j=1}^{m} a_j \log n_{ijt} \tag{3.4}$$

Da für diese Arbeit die Entwicklung der Produktivität von Interesse ist, kann durch das Bilden von Differenzen das Wachstum der Produktivität abhängig vom Wachstum des Kapitalstocks, des Humankapitals und der Altersklassen abgebildet werden:

$$\Delta \log y_{it} = \Delta \log A_{it} + \alpha \Delta \log k_{it} + \beta \Delta \log h_{it} + (1-\alpha) \sum_{j=1}^{m} a_j \Delta \log n_{ijt} \tag{3.5}$$

Beachtenswert ist, dass die Koeffizienten der Produktionsfaktoren für die Erklärung des Produktivitätsniveaus (Gleichung 3.4) und des Produktivitätswachstums (Gleichung 3.5) gleich bleiben. Die Koeffizienten α und β sollten zwischen 0 und 1 liegen (d.h. es wird ein positiver Zusammenhang zwischen den Produktionsfaktoren und der Produktivität erwartet), für a_j bestehen keine theoretischen Restriktionen. Wir erwarten, dass die Produktivitätsspitze im Haupterwerbsalter liegt. Diese Wachstumsgleichung (3.5) ist die Grundlage für die empirische Schätzung des Basismodells in Kapitel 3.4.

Um den unterschiedlichen Ansätzen zur Abbildung demographischen Wandels und der bisherigen regionalen Wachstumsliteratur gerecht zu werden und die Robustheit der Ergebnisse zu verdeutlichen, wird die Basisspezifikation auf drei Arten erweitert:

1. In einem ersten Schritt werden zusätzliche mögliche Wachstumstreiber als erklärende Faktoren in das Modell aufgenommen werden. Mögliche weitere Einflussfaktoren (z.B. Bevölkerungsdichte und -wachstum, Industriestruktur) werden anhand der Ergebnisse von *Crespo Cuaresma et al.* (2009) ausgewählt, die zahlreiche Wachstumsdeterminanten für das (europäische) regionale Wirtschaftswachstum mithilfe von Bayesian Model Averaging identifizieren. Formal kann die Produktionsfunktion in Form von Gleichung (3.6) dargestellt werden, wobei der Exponent x_{it} (zur Basis e) der jeweilige zusätzliche Produktionsfaktor ist und δ den entsprechenden Parameter darstellt (vgl. z.B. *Bloom – Canning – Sevilla*, 2004):

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} H_{it}^{\beta} L_{it}^{\gamma} e^{\delta x_{it}} \tag{3.6}$$

2. Das Produktivitätswachstum wird nicht nur durch die Produktionsfaktoren, sondern auch durch das Produktivitätsniveau bestimmt (*Barro – Sala-i-Martin*, 1992; für die Herleitung der Steady-State-Wachstumsgleichung mit Altersstruktur siehe z.B. *Brunow – Hirte*, 2006). Theoretisch sollte es dabei zu einem (eventuell durch andere Einflussfaktoren bedingten) Aufholprozess jener Regionen kommen, die ein niedrigeres ursprüngliches Produktivitätsniveau aufweisen. Da wegen dem geographisch eng abgeschlossenen Untersuchungsgebiet vermehrt auch andere – der Konvergenzhypothese eventuell entgegengesetzte Kräfte – eine Rolle spielen könnten, ist gerade deshalb eine empirische Untersuchung mit einer Erweiterung um das ursprüngliche Produktivitätsniveau für die NUTS 2-Regionen interessant.

3. Für die Analyse des Zusammenhangs zwischen demographischer Struktur und Produktivität ist grundsätzlich eine möglichst kleinräumige Analyse wünschenswert. Auf kleinräumiger Ebene bestehende Unterschiede (städtisch vs. ländlich; Fokussierung auf Sachgüterproduktion, Landwirtschaft oder Tourismus) verschwimmen bei einer Aggregation zu größeren räumlichen Einheiten (etwa NUTS 2-Region oder Staaten). Durch die geographische Nähe der Regionen können Spillover-Effekte zwischen den räumlichen Einheiten Auswirkungen auf das regionale Produktivitätsniveau und wachstum haben. Dies ist etwa denkbar, wenn technologische Innovationen räumlich diffundieren ("technological spillovers", siehe etwa *Brunow – Hirte*, 2006). Diese lassen sich auf einer niedrigeren Aggregationsebene besser darstellen, weshalb in den Schätzungen für die 35 österreichischen NUTS 3-Regionen räumliche spillover-Effekte explizit modelliert und geschätzt werden.

3.3 Datengrundlage und Schätzmethode

Die empirische Untersuchung (im Basismodell und den ersten beiden Erweiterungen) erstreckt sich über die neun österreichischen NUTS 2-Regionen (Bundesländer). Zeitlich deckt die Analyse den Zeitraum zwischen 1983 und 2007 ab, wobei nur Werte in 4Jahresschritten herangezogen werden (d.h. für 1983, 1987, 1991, 1995, 1999, 2003 und 2007) und somit auch die Wachstumsraten über 4-Jahres-Perioden gebildet werden. In Anlehnung an die empirische Literatur werden keine jährlichen Wachstumsraten verwendet, da demographische Entwicklungen üblicherweise sehr langsam sind und das Forschungsinteresse in der Analyse langfristiger Produktivitätsentwicklungen (und nicht kurzfristiger konjunktureller Schwankungen) liegt. Es werden 4-Jahres-Perioden gebildet, um die verfügbare Zeitreihe in Hinblick auf die Zahl der Beobachtungen vollständig ausnützen zu können. Insgesamt stehen somit 54 Beobachtungen aus N =9 NUTS 2-Regionen und für T =*6* Perioden zur Verfügung. Ein detaillierter Überblick über alle verwendeten Daten findet sich in Übersicht A1 im Anhang.

Die abhängige Variable, die logarithmierte Arbeitsproduktivität, wird als reale Bruttowertschöpfung (BWS; Preise von 2005) je Erwerbstätigen gemessen. Die Differenzen zwischen zwei Zeitpunkten ergeben die Wachstumsrate der Produktivität. Für die Bruttowertschöpfung, die Erwerbstätigen sowie für den Kapitalstock kann für die Zeit ab 1995 auf Daten der regionalen volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (RGR) der Statistik Austria zurückgegriffen werden, für die Zeit davor werden die Daten vom WIFO anhand der sektoralen Entwicklung der realen BWS interpoliert. Das Humankapital wird ähnlich wie bei *Tang – MacLeod* (2006) als der logarithmierte Anteil der Wohnbevölkerung mit Matura oder einem akademischen Abschluss gemessen. Diese Informationen stammen vom Mikrozensus der Statistik Austria. Die Altersklassen werden als Anteil der 15-34, 35-44, 45-44 und 55-64 Jährigen an der gesamten erwerbsfähigen Bevölkerung am Wohnort (Bevölkerung zwischen 15 und 64 Jahre) berechnet. Die demographischen Daten stammen ebenfalls von der Statistik Austria. Die gebildeten Altersklassen stellen somit die Ausbildungsphase/frühe Erwerbsphase, die Haupterwerbsphase (in zwei Gruppen) und das späte Erwerbsalter dar.[4]

[4] Die Berechnung der Altersklassen und des Humankapitals ist (im Vergleich zu der Berechnung der Produktivität) etwas inkonsistent, da die Altersstruktur und das Humankapital der erwerbsfähigen (anstelle der er-

Für die erste Erweiterung um zusätzliche mögliche Einflussfaktoren auf die Produktion wird auf die Bevölkerungs-, die Beschäftigungs- und die Produktionsdichte sowie das Bevölkerungswachstum und den Anteil der Produktion im sekundären Sektor an der Gesamtproduktion zurückgegriffen. Diese Daten stammen ab 1995 aus den RGR der Statistik Austria, für die Zeit davor wird auf Interpolationen des WIFO zurückgegriffen.

In der dritten Erweiterung wird die Untersuchung auf kleinräumigerer Ebene vorgenommen und umfasst alle R =35 österreichischen NUTS 3-Regionen. Für diese Erweiterung werden die 4-Jahresschritte beibehalten, der Beobachtungszeitraum umfasst die Jahre 1995, 1999, 2003 und 2007 (d.h. T =3 Zeitperioden).[5] Die Arbeitsproduktivität wird als reale BWS je Erwerbstätigen gemessen, die Daten dazu stammen aus den RGR der Statistik Austria, die BWS wurde zusätzlich sektoral deflationiert. Für den Kapitalstock stehen keine Daten zur Verfügung, als Proxy wird der Anteil des produzierenden Bereichs an der BWS verwendet.[6] Fehlende Bevölkerungsdaten (v.a. die Altersstruktur vor 2001) wurden durch eigene Berechnungen (Vor- bzw. Rückschreibung der Altersstruktur aus den Volkszählungsjahren von der Statistik Austria der Jahre 1991 und 2001) ergänzt. Das Humankapital und die Altersklassen stammen aus den gleichen Quellen und weisen dieselben Definitionen auf wie im Basismodell. Eine detaillierte Beschreibung aller Variablen findet sich in Tabelle A1 im Anhang.

Die empirische Umsetzung des theoretischen Modells erfolgt anhand einer Panelschätzung, sodass sowohl die zeitliche Dimension (t) als auch die Variation zwischen den Bundesländern (i) berücksichtigt werden kann. Ausgehend von der logarithmierten Produktionsfunktion, die neben dem technologischen Fortschritt (A_{it}), dem Kapitalstock (k_{it}) und Humankapitalstock (h_{it}) je Arbeitseinheit auch explizit die Altersstruktur der erwerbsfähigen Bevölkerung in m Altersklassen (n_{ijt}) berücksichtigt, kann die Gleichungen (3.7) geschätzt werden. Mögliche weitere Produktionsfaktoren aus der ersten Erweiterung werden durch die Summe aus x_{ikt} über K mögliche erklärende Variable dargestellt, δ_k ist der entsprechende Koeffizient. Die Konstante wird durch c repräsentiert. Diese Gleichung basiert auf Gleichung (3.5) und ist um einen stochastischen Fehlerterm ε_{it} erweitert. Neben einer engeren Anlehnung an die Wachstumsliteratur bietet das Schätzen von Differenzen (Wachstumsraten) den Vorteil besserer statistischer Eigenschaften, da durch das Bilden von Differenzen in Gleichung (3.7) eher von Stationarität ausgegangen werden kann (*Feyrer*, 2007).

$$\Delta \log y_{it} = c + \Delta \log A_{it} + \alpha \Delta \log k_{it} + \beta \Delta \log h_{it} + (1-\alpha) \sum_{j=1}^{m} a_j \Delta \log n_{ijt} + \sum_{k=1}^{K} \delta_k \Delta x_{ikt} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

Es gibt mehrere Möglichkeiten den technologischen Fortschritt zu spezifizieren, im Folgenden gehen wir davon aus, dass er fixe zeit- und regionsspezifische Effekte repräsentiert. Es gilt da-

werbstätigen) Bevölkerung am Wohnort (anstelle des Arbeitsortes) berechnet wird. Diese Inkonsistenz ergibt sich auf Grund mangelnder Datenverfügbarkeit.

[5] Vor 1995 liegen keine auf NUTS 3-Ebene disaggregierte Daten vor.

[6] Der Anteil des produzierenden Bereichs ist auf NUTS 2- (Bundesländer-)Ebene mit dem Kapitalstock pro Erwerbstätigen relativ hoch korreliert und scheint daher auch für die NUTS 3-Ebene ein guter Proxy zu sein.

her, dass $\Delta \log A_{it} = \Delta \log A_t + \log A_i$[7] [8]. Die Spezifikation der Wachstumsgleichung mit fixen Zeit- und Regionseffekten kann mögliche Verzerrungen durch fehlende Variable entgegenzuwirken: Weil einige Variablen ungenau gemessen werden (insbesondere in Hinblick auf Wohn- und Arbeitsort) könnte es dadurch zu systematischen regionsspezifischen Verzerrungen kommen (es zeigte sich jedoch, dass die Koeffizienten bei Ausschluss fixer Regionseffekte nahezu unverändert blieben). Gleichzeitig kann so möglicherweise auftretende Endogenität gemildert werden, da für zeitkonstante Variablen, die nicht im Modell enthalten sind, kontrolliert wird. In der Schätzgleichung (3.7) wird sowohl das Basismodell (wenn δ_k auf 0 restringiert wird) als auch die erste Erweiterung abgebildet.

Da in der zweiten Erweiterung das Produktivitätsniveau als erklärende Variable berücksichtigt wird, ist die Wachstumsfunktion eine dynamische Schätzgleichung. Da die zeitlich verzögerte abhängige Variable in das Modell integriert wird, ist Endogenität wahrscheinlich. Die Abhängigkeit zukünftiger Produktivitätsniveaus von vergangenen Produktivitätsniveaus wird durch Umformulieren deutlich, ist aber durch den zeitlichen Abstand von vier Jahren etwas gemildert.

$$\log y_{it+1} - \log y_{it} = c_0 + \Delta \log A_{it} + c_1 \log y_{it} + c_2 \Delta \log k_{it} + c_3 \Delta \log h_{it} + c_4 \sum_{j=1}^{m} a_j \Delta \log n_{ijt} + \varepsilon_{it} \tag{3.8}$$

$$\log y_{it+1} = c_0 + \Delta \log A_{it} + (1+c_1) \log y_{it} + c_2 \Delta \log k_{it} + c_3 \Delta \log h_{it} + c_4 \sum_{j=1}^{m} a_j \Delta \log n_{ijt} + \varepsilon_{it} \tag{3.9}$$

Da bei Endogenität der erklärenden Variablen die Ergebnisse einer OLS-Panel-Schätzung verzerrt sind wird zusätzlich auch ein von *Arellano – Bond* (1991) entwickelter GMM-Schätzer verwendet. Dieser Schätzer setzt zeitverzögerte Variablen und Differenzen als Instrumente ein, wodurch die Zahl der verfügbaren Beobachtungen weiter eingeschränkt wird. Wieder zeigt sich der Zeitabstand von vier Jahren und auch das vorwärtsgerichtete Wachstum in Gleichung (3.9) als vorteilhaft um Rückkopplungseffekte zu mildern (*Lindh – Malmberg*, 2009).

In der dritten Erweiterung werden räumliche spillover-Effekte eplizit geschätzt, da die räumliche Abhängigkeit bei kleinen geographischen Einheiten üblicherweise groß ist. Da die bei R =35 NUTS 3-Regionen die Abhängigkeit zwischen 595 Regionspaare nicht geschätzt werden kann, wird Abhängigkeitsstruktur durch eine räumliche Gewichtungsmatrix W der Dimension R mal R abgebildet. Das w_{ir}-te Element der Gewichtungsmatrix kann wie folgt beschrieben werden:

$$w_{ir} = \begin{cases} 0 & \text{wenn } i = r \\ 0 & \text{wenn } i \neq r \text{ und } i \text{ und } r \text{ nicht aneinander grenzen} \\ \frac{1}{z_i} & \text{wenn } i \neq r \text{ und } i \text{ und } r \text{ aneinander grenzen} \end{cases}$$

[7] Der technologische Fortschritt lässt sich daher durch eine Zeitkomponente und eine Regionskomponente mit Trend darstellen, die Veränderung des technologischen Fortschritts wird durch die Veränderung über die Zeit und eine regionsspezifische Komponente erklärt.

[8] Alternativ wurde von folgender Spezifikation ausgegangen, die auch in Schätzgleichungen des Produktivitätsniveaus sinnvoll darstellbar ist: $\log A_{it} = \log A_i + \log A_t$. Dies entspricht fixen zeit- und regionsspezifischen Effekten, im Fall der Wachstumsgleichung entfallen die regionsspezifischen Effekte. Da die Koeffizienten im theoretischen Modell durch das bilden der Differenzen unverändert bleiben, werden Schätzungen des logarithmierten Produktivitätsniveaus ($\log y_{it}$) dazu verwendet, um die Robustheit der Ergebnisse der Wachstumsgleichung zu verdeutlichen. Die Koeffizienten wurden anhand von t-Tests verglichen.

wobei z_i die Anzahl der an die Region i angrenzenden Regionen ist. Die Einträge der Größe $1/z_i$ bewirken, dass die Gewichtungsmatrix reihennormalisiert ist, d.h. die Zeilensumme beträgt (für jede Zeile) gleich 1. Durch Linksmultiplikation einer Variablen mit der Gewichtungsmatrix W wird daher der Durchschnitt der Nachbarregionen gebildet. Formal kann die Schätzgleichung für das Produktivitätswachstum wie folgt dargestellt werden: [9]

$$\Delta \log y_{it} = \Delta \log A_t + \rho \sum_{r=1}^{R} w_{ir} \Delta \log y_{it} + \Delta X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \tag{3.10}$$

Die logarithmierte endogene Variable Δy_{it} findet sich in räumlich verzögerten Form auf der rechten Seite der Schätzgleichung wieder ($\sum_{r=1}^{R} w_{ir} \Delta log y_{it}$), wobei dieser Term den Durchschnittswert der angrenzenden Regionen darstellt. ρ ist der räumlich autoregressive Parameter, ΔX_{it} ist der Zeilenvektor der exogenen Variablen (der auch das Interzept beinhalten kann) und β ist der dazu gehörige Vektor der Parameter. ε_{it} ist der Störterm. Im Unterschied zur Schätzung auf Bundesländerebene kann davon ausgegangen werden, dass mögliche regionsfixe Effekte in der Wachstumsgleichung durch die modellierten räumlichen Beziehungen aufgefangen werden. Deshalb wird der technologische Fortschritt in der Form $\log A_{it} = \log A_i + \log A_t$ angenommen, wobei die zeitinvarianten regionsspezifischen Effekte durch das Bilden der Differenzen entfallen.[10]

Da die endogene Variable in räumlich verzögerter Form auf der rechten Seite der Schätzgleichung zu finden ist, sind nicht-räumliche Panelschätzer verzerrt. Es wird daher ein Maximum-Likelihood-Verfahren (ML) verwendet, wobei die Endogenität in der Likelihood-Funktion berücksichtigt wird (vgl. *Anselin*, 1988).

3.4 Ergebnisdarstellung

Die Schätzergebnisse des Basismodells (Übersicht 1) zeigen den erwarteten positiven Einfluss der klassischen Produktionsfaktoren. Weil alle Variablen logarithmiert sind, können die Koeffizienten als Elastizitäten interpretiert werden: Eine Steigerung des Wachstums des Kapitalstocks pro Erwerbstätigen um ein Prozent, führt zu einer Steigerung des Arbeitsproduktivitätswachstums von 0,3 Prozent. Der Koeffizient ist statistisch von Null verschieden und mit der Wachstumsliteratur in Einklang, die etwa von einem Drittel für die Kapitalquote α ausgeht (vgl. *Mankiw – Romer – Weil*, 1992). Auch das Humankapital zeigt einen schwach positiven (aber nicht statistisch signifikanten) Einfluss auf die Produktivität.

Besonderes Augenmerk sollte auf die Interpretation der Koeffizienten der Altersstruktur gelegt werden: Weil sich die (nicht logarithmierten) Anteile der einzelnen Altersklassen auf eins addieren, müssten zur richtigen Interpretation Annahmen darüber getroffen werden, wie sich ein

[9] Die hier gewählte Modellspezifikation mit der räumlich verzögerten abhängigen Variable (spatial-lag Modell) ist so zu interpretieren, dass das Produktivitätswachstum in einer Region über Spillover-Effekte (z.B. Technologie, Pendelbewegungen) auch vom durchschnittlichen Produktivitätswachstum der angrenzenden Regionen abhängt. Aus theoretischen Überlegungen ist die Spezifikation eines spatial-lag Modells gegenüber eines spatial-error Modells daher vorteilhaft. Statistische Testverfahren (siehe die entsprechenden Lagrange-Multiplier-Tests in Übersicht 1) liefern keine eindeutigen Entscheidungshilfen.

[10] Ähnlich wie auf Bundesländerebene ist auch hier der Erwartungswert der Koeffizienten für die Produktivitätsniveauschätzung und für die Produktivitätswachstumsschätzung identisch.

Anstieg einer Altersklasse auf die anderen Altersklassen auswirkt (d. h. deren Anteile müssten entsprechend sinken). Zum Beispiel ist ein Anstieg der Altersklasse der 55- bis 64-Jährigen sehr plausibel – im Gegenzug müssen aber die Anteile der anderen Altersklassen sinken und auch diese Produktivitätseffekte müssten berücksichtigt werden (*Lindh – Malmberg*, 2009).

Zusätzlich müssen die Koeffizienten in Relation zu der Kontrollgruppe der 35- bis 44-Jährigen betrachtet werden. Zwar weisen alle Koeffizienten ein negatives Vorzeichen auf, allein deshalb ist aber nicht unbedingt von einer sinkenden Produktivität mit einem Anstieg des Anteils dieser Altersklassen auszugehen. Vielmehr sind die Koeffizienten im Vergleich zur – in diesem Fall produktivsten – Kontrollgruppe der 35- bis 44-Jährigen zu sehen: Am geringsten dürfte im Vergleich der Produktivitätswachstumsbeitrag der 15- bis 35-Jährigen sein, der Anteil an dieser Altersklasse, der sich in Ausbildung befindet, ist jedoch recht hoch. Diese Altersklasse weist einen um –1,14 Prozentpunkte niedrigeren Produktivitätswachstumsbeitrag auf als die Altersklasse der 35- bis 44-Jährigen. Der Produktivitätswachstumsbeitrag der Altersklasse der 45- bis 54-Jährigen liegt hingegen dem Maximum sehr nahe (und ist statistisch nicht signifikant), ein deutlicherer Abstand ist für die 55- bis 64-Jährigen zu sehen (–0,36 Prozentpunkte unter dem Wachstumsbeitrag der 35- bis 44-Jährigen). Es gibt daher Evidenz für ein inverses U, wobei die Produktivitätsspitze im Bereich der 35- bis 54-Jährigen sehr flach verläuft.

Auch die Schätzungen der ersten Erweiterung (Erw. 1.1 – 1.5) mit den zusätzlichen Produktionsfaktoren bestätigen den umgekehrten U-förmigen Verlauf für den Einfluss der Altersklassen auf das Produktivitätswachstum (Übersicht 1). Der Koeffizient der Altersklasse der 15- bis 34-Jährigen liegt zwischen 0,62 und 1,17, in drei der fünf Modelle ist er statistisch signifikant. Wie in der Schätzung des Basismodells ist der Koeffizient der Altersklasse der 45- bis 54-Jährigen zwar negativ, aber nicht statistisch signifikant und deutet so auf eine sehr flache Produktivitätsspitze im Haupterwerbsalter hin. Einen – in vier der fünf Modelle statistisch signifikanten – negativen Einfluss auf das Produktivitätswachstum weisen die 55- bis 64-Jährigen auf: Ihr Beitrag zum Produktivitätswachstum liegt zwischen –0,36 und –0,38 Prozentpunkten unter dem Beitrag der 35- bis 44-Jährigen.

Die Koeffizienten für Kapital (0,3 – 0,43) und Humankapital (0,02 – 0,04) sind ebenfalls ähnlich jenen im Basismodell in Bezug auf Größe und Signifikanz. Bevölkerungsdichte, Erwerbsdichte und Produktionsdichte weisen keinen nennenswerten Einfluss auf das Produktivitätswachstum auf (die Koeffizienten sind nahezu Null), nur der Einfluss der Bevölkerungsdichte ist statistisch signifikant. Das Bevölkerungswachstum weist einen – mit der Wachstumstheorie konsistenten – negativen Einfluss auf (vgl. z.B. *Kelley – Schmidt* (2005) für eine Diskussion zu demographischen Variablen): Eine Erhöhung um ein Prozent führt zu einem sinkenden Produktivitätswachstum von –3,67 Prozent. Ein Wachstum des Industrieanteils an der Gesamtproduktion um ein Prozent wirkt sich mit einem Anstieg des Produktivitätswachstums von 0,65 Prozent positiv aus, auch *Tang – MacLeod* (2006) finden einen positiven Effekt der Industrieproduktion in Kombination mit demographischem Wandel für die kanadischen Provinzen.

Übersicht 1: Schätzergebnisse für das Produktivitätswachstum in der Basisschätzung und den Erweiterungen 1, 2 und 3

Schätzmodell	Basismodell		Erw. 1.1		Erw. 1.2		Erw. 1.3		Erw. 1.4		Erw. 1.5		Erw. 2.1		Erw. 2.2		Erw. 3.1	
Abhängige Variable	$\Delta\log y_{it}$		$\Delta\log y_{it}$		$\Delta\log y_{it}$		$\Delta\log y_{it}$		$\Delta\log y_{it}$		$\Delta\log y_{it}$		$\log y_{it+1}$		$\log y_{it+1}$		$\Delta\log y_{it}$	
	Parameter	p-Werte	Parameter	p-Werte	Parameter	p-Werte	Parameter	p-Werte	Parameter	p-Werte	Parameter	p-Werte	Parameter	p-Werte	Parameter	p-Werte	Parameter	p-Werte
Konstante	–0,01	0,794	0,04	0,011	0,01	0,636	0,06	0,001	0,03	0,318	0,00	0,898	4,07	0,000	4,66	0,018		
$\log k_{it}$	0,30	0,025	0,41	0,006	0,30	0,026	0,30	0,027	0,35	0,007	0,43	0,004	0,22	0,044	0,40	0,033	0,26	0,000
$\log h_{it}$	0,03	0,580	0,04	0,431	0,03	0,592	0,03	0,591	0,02	0,682	0,03	0,583	0,04	0,320	0,06	0,284	0,05	0,001
$\log n_{it15-34}$	–1,14	0,021	–0,75	0,147	–1,17	0,024	–1,15	0,029	–0,62	0,208	–0,82	0,097	–1,42	0,001	–0,69	0,264	–1,01	0,000
$\log n_{it45-54}$	–0,07	0,471	–0,17	0,145	–0,07	0,473	–0,07	0,477	–0,17	0,104	–0,02	0,805	0,01	0,923	0,05	0,725	–0,15	0,147
$\log n_{it55-64}$	–0,36	0,024	–0,38	0,014	–0,36	0,025	–0,36	0,026	–0,36	0,016	–0,20	0,251	–0,39	0,003	–0,14	0,437	–0,26	0,018
X_{it1}: Bevölkerungsdichte			0,00	0,088														
X_{it2}: Erwerbsdichte					0,00	0,823												
X_{it3}: Produktionsdichte							0,00	0,974										
X_{it4}: Bevölkerungswachstum									–3,67	0,017								
X_{it5}: Industrieanteil											0,65	0,060						
$\log y_{it}$													0,62	0,000	0,57	0,002		
ρ(spatial-lag Modell)																	0,19	0,068
Zeiteffekte	fix		fix		fix		fix		fix		Fix		fix		fix		fix	
Regionseffekte	fix		fix		fix		fix		fix		Fix		fix		–		–	
R^2	0,51		0,51		0,51		0,51		0,53		0,51		0,90		–		–	
F-Test / Wald-Test	8	0,000	8	0,000	7	0,000	7	0,000	9	0,000	8	0,000	370	0,000	1.443	0,000	–	–
LM-Test auf spatial lag (robust)																	0	0,860
LM-Test auf spatial error (robust)																	0	0,784
LM-Test auf spatial lag																	3	0,096
LM-Test auf spatial error																	4	0,044
Schätzmethode	OLS		OLS		OLS		OLS		OLS		OLS		OLS		GMM		ML	
Beobachtungen	54		54		54		54		54		54		54		36		105	

Quelle: WIFO-Berechnungen. – Die abhängige Variable ist das Produktivitätswachstum ($\Delta\log y_{it}$) bzw. das Produktivitätsniveau zum Zeitpunkt *t+1* ($\log y_{it+1}$), die erklärenden Variablen sind das Wachstum des Kapitalstocks pro Erwerbstätigen ($\Delta\log k_{it}$), des Humankapitalstocks je Erwerbstätigen ($\Delta\log h_{it}$) und die Veränderung der Altersstruktur der erwerbsfähigen Bevölkerung ($\Delta\log n_{it}$) sowie die Veränderung weiterer Variablen. In Erweiterungen 2 und 3 kommen noch das Produktivitätsniveau zum Zeitpunkt t ($\log y_{it}$) bzw. das räumlich gewichtete Produktivitätswachstum der Nachbarregionen (ρ) dazu. Im Fall der GMM-Schätzung wurden zeitlich verzögerte Variable und deren Differenzen als Instrumente eingesetzt. Die (robusten) Lagrange-Multiplier-Tests (LM-Tests) geben an, ob räumliche Autokorrelation im Störterm oder als räumliche verzögerte abhängige Variable im Modell spezifiziert werden soll. Ein p-Wert kleiner 0,1 gibt an, dass ein Parameter auf dem 10-Prozentniveau statistisch signifikant ist.

Bei der zweiten Erweiterung (Erw. 2.1 und 2.2), die die Dynamik zwischen zukünftigen und derzeitigen Produktivitätsniveaus bzw. zwischen Produktivitätswachstum und Produktivitätsausgangsniveau abbildet, zeigt sich ebenfalls der Einfluss der Altersstruktur in umgekehrter U-Form (Übersicht 1). Im Vergleich zur OLS-Schätzung (Erw. 2.1) weist die GMM-Schätzung (Erw. 2.2) (Endogenität wird explizit berücksichtigt) daher kaum Unterschiede bei den Koeffizienten auf – das Ausmaß der Endogenität dürfte sich daher in Grenzen halten. Durch die zusätzlichen Instrumente ist jedoch keine statistische Signifikanz bei der Altersstruktur in der GMM-Schätzung gegeben. Wie im Basismodell weisen die Ergebnisse auf einen sehr flachen Verlauf der Produktivitätsspitze im Haupterwerbsalter hin, wenn auch wiederum der Koeffizient der 35- bis 44-Jährigen nicht statistisch signifikant und marginal positiv ist. Für jüngere und ältere Erwerbsfähige sind die Koeffizienten wieder ähnlich stark negativ wie im Basismodell (wenn auch nur in der OLS-Schätzung, die Endogenität nicht explizit berücksichtigt, statistisch signifikant).

Die Koeffizienten für Humankapital (0,04-0,06) und Kapitalstock (0,22-0,40) ändern sich ebenfalls kaum, der Einfluss des Kapitalstocks ist statistisch signifikant. Das ursprüngliche Produktivitätsniveau weist einen positiven statistisch signifikanten Zusammenhang zum zukünftigen Produktivitätsniveau auf, bzw. einen negativen Zusammenhang zum Produktivitätswachstum (0,57 – 1 = –0,43) und deutet somit auf eine Produktivitätskonvergenz hin. Dass die Höhe des Parameters nicht mit der gängigen Konvergenzgeschwindigkeit übereinstimmt, hängt wohl damit zusammen, dass die Auswahl der österreichischen Bundesländer zu wenig Heterogenität aufweist bzw. dass auch andere – lokalere – Faktoren eine Rolle spielen könnten. Um kleinräumigere Effekte besser abbilden zu können, wurde eine dritte Erweiterung der Basisschätzung durchgeführt.

Die Schätzungen auf NUTS 3-Ebene, die räumliche Abhängigkeiten zwischen den Regionen berücksichtigen, bestätigen ebenfalls die Ergebnisse auf Bundesländerebene. Der Einfluss der demographischen Struktur auf das Produktivitätswachstum kann in dieser Spezifikation (Erw. 3.1) deutlich nachgewiesen werden: Neben dem Produktivitätsrückstand der jüngsten Altersklasse der 15- bis 34-Jährigen im Vergleich zu den 35- bis 44-Jährigen ist auch der Rückstand der ältesten Gruppe der 55- bis 64-Jährigen signifikant von Null verschieden. Die Koeffizienten sind für die 15- bis 34-Jährigen mit –1,01, für die 45- bis 54-Jährigen mit –0,15 und für die 55- bis 64-Jährigen mit –0,26 betragsmäßig ähnlich hoch wie im Basismodell. Der umgekehrt U-förmige Verlauf mit flacher Spitze im Haupterwerbsalter ist auch auf kleinräumiger Ebene vorzufinden. Auch die Koeffizienten für Humankapital (0,05) und Industrieproduktionsanteil (0, 26; Proxy für physisches Kapital) sind jenen im Basismodell ähnlich und statistisch signifikant.

Der räumlich autoregressive Parameter ρ ist auf dem 10-Prozentniveau signifikant von Null verschieden, eine räumliche Abhängigkeit des Produktivitätswachstums scheint zu bestehen. Die LM-Tests geben hier keine klare Anleitung, ob aus statistischen Gründen ein ßpatial lagöder ein ßpatial error"Modell bevorzugt werden sollte.[11] Aus theoretischen Überlegungen ist die Modellierung einer räumlich verzögerten abhängigen Variablen in dieser Spezifikation aber sinnvoll.

[11] Die in den Modellen angeführten Lagrange-Multiplier-Tests (LM-Tests) geben an, ob die räumliche Struktur in den Daten besser durch eine räumlich verzögerte endogene Variable (ßpatial lag"Modell), oder durch einen räumlich autoregressiven Prozess in den Störgrößen (ßpatial error"Modell) abgebildet wird. Die Tests basieren auf den entsprechenden Schätzungen ohne Berücksichtigung räumlicher Effekte. Für einen guten Überblick über unterschiedliche Versionen von LM-Tests bei räumlicher Abhängigkeit siehe etwa *Anselin* (2001).

Neben dem Basismodell und den ersten zwei Erweiterungen auf Bundesländerebene bestätigt sich daher auch in den Spezifikationen für die NUTS 3-Regionen in der dritten Erweiterung der invers U-förmige Zusammenhang. Ein flacher Verlauf an der Produktivitätsspitze im Haupterwerbsalter mit ausgeprägten Rückständen im frühen und späten Erwerbsalter ist sichtbar. Für Österreich ist daher ein umgekehrt U-förmiger Verlauf zwischen Altersstruktur und Produktivitätswachstum äußerst plausibel.[12]

Die Ergebnisse der Produktivitätsniveauschätzungen weisen ebenfalls auf einen invers U-förmigen Produktivitätsbeitrag hin. Zwar sind die alsterspezifischen Koeffizienten häufig nicht signifikant, die Ergebnisse weisen aber ebenfalls auf einen abfallenden Produktivitätswachstumsbeitrag im späten Erwerbsalter hin. Ähnliche Evidenz gibt es auch für das frühe Erwerbsalter. Die drei Erweiterungen und die zugehörigen Schätzungen des Produktivitätsniveaus zeigen anhand unterschiedlicher Modellspezifikationen und Schätzmethoden einen Überblick über die Robustheit und Sensitivität der Ergebnisse.

Insgesamt lässt sich daher zeigen, dass die Altersstruktur ein maßgeblicher Einflussfaktor für die gesamtwirtschaftliche Produktivität ist. Konkret ist ein umgekehrt U-förmiger Verlauf für den Einfluss der Altersklassen auf das Produktivitätswachstum beobachtbar – die Produktivitätsspitze liegt im Haupterwerbsalter, die Altersklassen der jüngeren und älteren erwerbsfähigen Bevölkerung tragen hingegen weniger zum Produktivitätswachstum bei. Eine Reihe von Erweiterungen mit unterschiedlichen zusätzlichen Variablen, angepassten Schätzmethoden und unter Berücksichtigung räumlicher Abhängigkeiten zwischen kleinräumigeren Regionen bestätigen diese Ergebnisse.

Angesichts der äußerst geringen Zahl an Beobachtungen bleibt zwar ein gewisser Grad an Unsicherheit in Bezug auf die exakte Höhe der Koeffizienten bestehen, umgekehrt ist es bemerkenswert, dass trotz dieser geringen Zahl an Beobachtungen der umgekehrt U-förmige Verlauf zwischen Altersstruktur und Produktivitätswachstum auf makroökonomischer Ebene gezeigt werden konnte. Die Robustheit der Ergebnisse wird durch die drei Erweiterungen gezeigt.

Ein Vergleich mit bisher erschienenen Studien zeigt, dass die Ergebnisse für Österreich durchaus überzeugend sind: Zwar ist ein exakter Vergleich der Stärke der Beziehung mit anderen Studien nicht möglich (da die Aufteilung in Altersklassen, die Wahl der Kontrollgruppe (z. T. nicht in Logarithmen) und nicht zuletzt die Bezugsgruppe (Bevölkerung versus Erwerbsfähige) variiert), die Höhe der Koeffizienten scheint jedoch durchaus im plausiblen Bereich zu liegen (*Feyrer*, 2007; *Lindh – Malmberg*, 1999, 2009).

Berücksichtigt man, dass die Ergebnisse auf einen eher flachen Verlauf im Bereich der 35- bis 54-Jährigen deuten, ist die Produktivitätsspitze nur etwas früher erreicht als bei den Panelschätzungen von *Lindh – Malmberg* (1999, 2009) (50- bis 64-Jährige) und *Skans* (2008) (50- bis

[12] Die Ergebnisse für die Produktivitätsniveauschätzungen und das Produktivitätswachstum (mit $A_{it} = A_i{}^*A_t$) sind nicht dargestellt und auf Anfrage erhältlich. Generell bestätigen diese Schätzungen den umgekehrt U-förmigen Verlauf. Jedoch zeigt ein F-Test, dass die regionsspezifischen Effekte für die neun Bundesländer gemeinsam statistisch signifikant sind. Die F-Teststatistik beträgt 2,19 (35 Freiheitsgrade), der zugehörige p-Wert ist 0,05. Es kann daher davon ausgegangen werden, dass die Spezifikation des technologischen Fortschritts in der Form $A_{it} = A_i^t{}^*A_t$ zu bevorzugen ist (bzw. dass unbeobachtete Variablen eine Rolle spielen) und die Schätzung im Produktivitätsniveau (mit $A_{it} = A_i{}^*A_t$) missspezifiziert ist.

60-Jährige). Die Ergebnisse für Österreich sind daher insgesamt auch sehr nahe an jenen von *Feyrer* (2007) (40- bis 49-Jährige), *Brunow – Hirte* (2006) (30- bis 44-Jährige) und *Brunow – Hirte* (2009) (30- bis 49-Jährige). Die Ergebnisse von *De la Croix – Lindh – Malmberg* (2009) (über 30-Jährige sind produktiver) und *Tang – MacLeod* (2006) (unter 55-Jährige sind produktiver) stehen mit den hier gefundenen Ergebnissen ebenfalls nicht im Widerspruch. Die für Österreich auf Firmenebene durchgeführte Studie von *Prskawetz et al.* (2007b) kommt ebenfalls zu dem Schluss, dass unter Berücksichtigung sektoraler Unterschiede die Produktivitätsspitze zwischen 30 und 49 Jahren liegt. In diesem Sinne wäre es – bei besserer Datenverfügbarkeit auf aggregierter Ebene – von Interesse, auch auf gesamtwirtschaftlicher Ebene sektorale Unterschiede besser herauszuarbeiten.

Insgesamt sollte auch bedacht werden, dass die genauen Wirkungsmechanismen der Altersstruktur auf die Produktivität noch nicht genau identifiziert sind. Ein Einfluss über indirekte Kanäle (v.a. auch auf das Wirtschaftswachstum) ist nicht auszuschließen – das gilt auch, wenn anstatt der Altersstruktur der Gesamtbevölkerung nur jene der Erwerbsfähigen (und somit ein engere Beziehung zur Produktivität) untersucht wird (vgl. *Lindh – Malmberg*, 2009). Deshalb ist es auch schwierig anhand dieser Modellschätzungen Maßnahmen zu entwickeln, um die Produktivität jüngerer und älterer Erwerbstätiger zu fördern. Wie *De la Croix – Lindh – Malmberg* (2009) zeigen, ist mit steigender Lebenserwartung eine Verschiebung der Produktivitätsspitze nach hinten zu erwarten. Obwohl das für Österreich – auf Grund einer vergleichsweise kurzen Untersuchungsperiode – nicht verifiziert werden kann, scheint dies durchaus plausibel. Deshalb wäre auch eine bessere Differenzierung zwischen Ausbildung und Erfahrung wünschenswert, denn gerade derzeit ältere Altersklassen verfügen über eine relativ geringe (formale) Ausbildung.

Angesichts des flachen Verlaufs des Produktivitätswachstumsbeitrags im haupterwerbsfähigen Alter dürften positive Effekte des Alterns daher relativ rasch einsetzen, negative umgekehrt relativ spät. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass Erfahrung zu steigender Produktivität führt – ab einem gewissen Punkt aber dann durch andere Effekte (z.B. Gesundheit, Veränderungen im Erwerbsverhalten, etc.) wettgemacht bzw. übertroffen wird – insgesamt handelt es sich dabei durchaus um Faktoren, die politisch beeinflusst werden können. Bei einer Steigerung der Erwerbsquoten bei älteren Erwerbstätigen bzw. bei einer Hebung des Pensionsalters, um auf die Bevölkerungsalterung zu reagieren, bedarf es jedenfalls einer ausreichenden Produktivität bei älteren Erwerbstätigen (*Skirbekk*, 2008). Deshalb betonen *Brunow – Hirte* (2006) die Wichtigkeit, ältere Erwerbstätige z.B. durch lebenslanges Lernen oder auch durch gesundheitsfördernde Maßnahmen erfolgreich in den Arbeitsmarkt einzubinden und so neben der Produktivität auch das Wirtschaftswachstum einer Region zu fördern.

3.5 Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Der demographische Wandel gewinnt mit zunehmender Alterung der Bevölkerung an Bedeutung und wirtschaftspolitischer Brisanz. Auch für Österreich stellt sich vor diesem Hintergrund die Frage, inwieweit sich eine Veränderung der Altersstruktur auf die Produktivität auswirkt, und welche Altersklasse am stärksten zum Produktivitätswachstum beiträgt. Der regional unterschiedlich verlaufende demographische Wandel sollte dabei nicht außer Acht gelassen werden.

In einer umfassenden Analyse wurde für die österreichischen Bundesländer gezeigt, dass der demographische Wandel das Produktivitätswachstum signifikant beeinflusst. Daraus sind auch Auswirkungen auf die Entwicklung des BIP pro Kopf zu erwarten.

In Anlehnung an bisher erschienene Studien wurde die Altersstruktur als Produktionsfaktor zur Erklärung der Produktionsmenge herangezogen. Für andere Länder und Regionen sind die Ergebnisse uneinheitlich, generell deuten sie auf Individual-, Firmen- und gesamtwirtschaftlicher Ebene jedoch auf einen umgekehrt U-förmigen Verlauf, wobei jüngere und ältere Erwerbstätige häufig einen geringeren Effekt auf das Produktivitätswachstum aufweisen. Auch in Bezug auf die Frage, in welchem Alter der höchste Beitrag zum Produktivitätswachstum geleistet wird, erzielten die Studien bisher keine einheitlichen Ergebnisse.

Die Ergebnisse dieser Studie zeigen, dass auch für Österreich der Zusammenhang zwischen demographischem Wandel und Produktivitätswachstum umgekehrt U-förmig verläuft: Jüngere und ältere Erwerbstätige haben gegenüber der Altersklasse im Haupterwerbsalter Produktivitätsrückstände. Konkret hat die Altersklasse der 35- bis 44-Jährigen den positivsten Einfluss auf das Produktivitätswachstum, der Einfluss der 45- bis 54-Jährigen ist statistisch gesehen gleich hoch – die Produktivitätsspitze verläuft daher sehr flach im Haupterwerbsalter. Diese Ergebnisse werden auch von zahlreichen Erweiterungen bestätigt: Zusätzliche mögliche Wachstumsdeterminanten (Dichtemaße, Bevölkerungswachstum, Industrieanteil) bestätigen den umgekehrt U-förmigen Produktivitätsverlauf mit dem höchsten Beitrag zum Produktivitätswachstum der 35- bis 54-Jährigen. In Anlehnung an die Konvergenzhypothese weisen auch die Ergebnisse aus der dynamischen Spezifikation auf einen umgekehrt U-förmigen Verlauf hin, wobei der Produktivitätswachstumsbeitrag ebenfalls sehr flach über die Altersklassen der 35- bis 54-Jährigen verläuft. Auch für die 35 österreichischen NUTS 3-Regionen, wo auch Spillover-Effekte zwischen den Regionen berücksichtigt wurden, zeigte sich ebenfalls ein flacher umgekehrt U-förmiger Produktivitätsverlauf.

Die Wirkungsweise und Mechanik zwischen der Altersstruktur und Produktivität ist noch nicht genau erschlossen. Auch eine genauere Analyse in Bezug auf Ausbildung und Erfahrung, aber auch ein Fokus auf sektorale Produktivitätsunterschiede und altersspezifische sektorale Erwerbstätigkeit, wäre jedenfalls von Interesse. Trotzdem konnte anhand der zahlreichen Spezifikationen die Robustheit des umgekehrt U-förmigen Zusammenhangs zwischen Altersstruktur und Produktivitätswachstum mit flachem Verlauf im Haupterwerbsalter für die österreichischen Bundesländer gut belegt werden.

Angesichts des flachen Verlaufs des Produktivitätswachstumsbeitrags im Haupterwerbsfähigen Alter dürften positive Effekte des Alterns daher relativ rasch einsetzen, negative jedoch relativ spät. Im Einklang mit den Ergebnissen wäre möglich, dass während sich positive Erfahrungseffekte für eine Produktivitätssteigerung kumulieren, im späteren Erwerbsleben andere negative Effekte (Gesundheit, veraltetes Wissen) überwiegen. Es gibt jedoch Evidenz, dass mit steigender Lebenserwartung und (u. a. dadurch) längeren Ausbildungszeiten Verschiebungen der Produktivitätsspitze in ein höheres Alter zu erwarten sind. Dementsprechend ist davon auszugehen, dass dem sinkenden Produktivitätswachstumsbeitrag im späten Erwerbsalter durch adäquate politische Maßnahmen gegengesteuert werden kann. Es eigenen sich z.B. gesundheits- und bildungs-

politische Maßnahmen (wie z.B. lebenslanges Lernen). Die Integration von älteren Menschen in den Arbeitsprozess ist (ökonomisch) nur dann sinnvoll, wenn diese aufgrund hoher Produktivität auch in einem nennenswerten Ausmaß zur Wertschöpfung einer Region beitragen (können).

Literaturverzeichnis

Anselin, L. (1988): Spatial Econometrics: Methods and Models. Kluwer Academic Publishers, Doordrecht.

Anselin, L. (2001): Spatial Econometrics. In: Baltagi, B. (Hrsg.) (2001): A Companion to Theoretical Econometrics, Blackwell Publishers, Oxford, 310–330.

Anselin, L. (2002): Under the Hood: Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models. Agricultural Economics, 27, 3, 247–267.

Arellano, M.; Bond, S. (1991): Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. Review of Economic Studies, 58, 2, 277–297.

Barro, R.; Sala-i-Martin, X. (1992): Convergence. Journal of Political Economy, 100, 2, 223–251.

Bloom, D.; Canning, D.; Sevilla, J. (2004): The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach. World Development, 32, 1, 1–13.

Börsch-Supan, A.; Düzgün, I.; Weiss, M. (2005): Altern und Produktivität: Zum Stand der Forschung. Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und Demographischer Wandel, 73, Mannheim.

Brunow, S.; Hirte, G. (2006): Age Structure and Regional Economic Growth. Jahrbuch für Regionalwissenschaft, 26, 3, 3–23.

Brunow, S.; Hirte, G. (2009): The Age Pattern of Human Capital and Regional Productivty: A Spatial Econometric Study on German Regions. Papers in Regional Science, 88, 4, 799–823.

Crespo Cuaresma, J.; Doppelhofer, G.; Feldkircher, M. (2009): The Determinants of Economic Growth in European Regions. CESifo Working Paper, 2519, München.

De la Croix, D.; Lindh, T.; Malmberg, B. (2009): Demographic Change and Economic Growth in Sweden. Journal of Macroeconomics, 31, 1, 132–148.

Feyrer, J. (2007): Demographics and Productivity. Review of Economics and Statistics, 89, 1, 100–109.

Kelley, A.; Schmidt, R. (2005): Evolution of Recent Economic-demographic Modeling: A Synthesis. Journal of Population Economics, 18, 2, 275–300.

Kunnert, A. et al. (2010): Demographischer Wandel als Herausforderung für Österreich und seine Regionen – Teilbericht 3: Alterung und regionale Wettbewerbsfähigkeit. WIFO, Wien.

Lindh, T. (2010): Productivity is a System Property and need not decrease with the Age of the Workforce. Vienna Yearbook of Population Research, 7–9.

Lindh, T.; Malmberg, B. (1999): Age Structure Effects and Growth in the OECD, 1950–1990. Journal of Population Economics, 12, 3, 431–449.

Lindh, T.; Malmberg, B. (2007): Demographically Based Global Income Forecasts up the the Year 2050. International Journal of Forecasting, 23, 4, 553–567.

Lindh, T.; Malmberg, B. (2009): European Union Economic Growth and the Age Structure of the Population. Economic Change and Restructuring, 42, 3, 159–187.

Mankiw, G.; Romer, D.; Weil, D. (1992): A Contribution to the Empirics of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 107, 2, 407–437.

Pennerstorfer, D. (2009): Räumlicher Preiswettbewerb im Treibstoffeinzelhandel: Eine räumlich-ökonometrische Analyse. Südwestdeutscher Verlag für Hochschulschriften, Saarbrücken.

Poot, J. (2008): Demographic Change and Regional Competitiveness: The Effects of Immigration and Ageing. International Journal of Foresight and Innovation Policy, 4, 1/2, 129–145.

Prskawetz, A.; Mahlberg, B.; Skirbekk, V. (2007): Firm Productivity, Workforce Age and Educational Structure in Austrian Industries in 2001. In: Clark, R.; Ogave, N.; Mason, A. (Hrsg.) (2007): Population Aging, Intergenerational Transfer and the Macroeconomy. Edward Elgar, Northampton, MA, 38–66.

Prskawetz, A. et al. (2006): The Impact of Population Ageing on Innovation and Productivity Growth in Europe. Institut für Demographie, Forschungsbericht, 28, Verlag der Österreichischen Akademie der Wissenschaften, Wien.

Prskawetz, A. et al. (2007): The Relationship Between Demographic Change and Economic Growth in the EU. Institut für Demographie, Forschungsbericht, 32, Verlag der Österreichischen Akademie der Wissenschaften, Wien.

Skans, O. (2008): How Does the Age Structure Affect Regional Productivity?. Applied Economic Letters, 15, 10, 787–790.

Skirbekk, V. (2004): Age and Individual Productivity: A Literature Survey. In: Feichtinger G. (Hrsg.) (2004): Vienna Yearbook of Population Research, 133–154.

Skirbekk, V. (2008): Age and Productivity Capacity: Descriptions, Causes and Policy Options. Ageing Horizons, 8, 4–12.

Solow, R. (1956): A Contribution to the Theory of Economic Growth. Quarterly Journal of Economics, 70, 1, 65–94.

Statistik Austria (2009a): Bevölkerungsprognose 2009. Wien, 2009.

Statistik Austria (2009b): Regionale Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen 2009. Wien, 2009.

Tang, J.; MacLeod, C. (2006): Labour Force Ageing and Productivity Performance in Canada. Canadian Journal of Economics, 39, 2, 582–603.

Wooldridge, J. (2000): Introductory Econometrics: A Modern Approach. South Western College Publishing, United States et al..

Anhang

Übersicht A1: Variablenbeschreibung und Spezifikation für die Basisschätzungen und Erweiterungen 1, 2 und 3

Variable	Beschreibung	Spezifikation	Beobachtungen [4])	Mittelwert (über alle i und t)	Standardabweichung (über alle i und t)
Basisschätzung [1])[2])					
$\log y_{it}$	Produktivität (in logs)	$\log y_{it} = \log \frac{\text{reale BWS}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	63	10,69	0,202
$\Delta\log y_{it}$	Produktivitätswachstum	$\Delta log y_{it} = \log \frac{\text{reale BWS}_{it+1}}{\text{Erwerbsttige}_{it+1}} - \log \frac{\text{reale BWS}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	54	0,08	0,030
$\log k_{it}$	Kapitalstock je Arbeitseinheit (in logs)	$\log k_{it} = \log \frac{\text{realer Kapitalstock}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	63	–1,73	0,254
$\Delta\log k_{it}$	Wachstum des Kapitalstocks je Arbeitseinheit	$\Delta log k_{it} = \log \frac{\text{realer KS}_{it+1}}{\text{Erwerbsttige}_{it+1}} - \log \frac{\text{realer KS}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	54	0,06	0,037
$\log h_{it}$	Humankapital je Arbeitseinheit (in logs)	$\log h_{it} = \log \frac{(\text{Maturanten+Akademiker})_{it}}{\text{Bevlkerung}>15_{it}}$	63	–1,77	0,311
$\Delta\log h_{it}$	Wachstum des Humankapitalstocks je Arbeisteinheit	$\Delta log h_{it} = \log \frac{(\text{M+A})_{it+1}}{\text{BEV}>15_{it+1}} - \log \frac{(\text{M+A})_{it}}{\text{BEV}>15_{it}}$	54	0,11	0,086
$\log n_{it15-34}$	Anteil der Bevölkerung zwischen 15 und 34 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\log n_{it15-34} = \log \frac{(\text{Bevlkerung von 15-34 Jahre})_{it}}{(\text{Bevlkerung von 15-64 Jahre})_{it}}$	63	–0,83	0,105
$\Delta\log n_{it15-34}$	Wachstum des Anteils der Bevölkerung zwischen 15 und 34 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\Delta log n_{it15-34} = \log \frac{\text{BEV15-34}_{it+1}}{\text{BEV15-64}_{it+1}} - \log \frac{\text{BEV15-34}_{it}}{\text{BEV15-64}_{it}}$	54	–0,04	0,034
$\log n_{it35-44}$	Anteil der Bevölkerung zwischen 35 und 44 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\log n_{it35-44} = \log \frac{(\text{Bevlkerung von 35-44 Jahre})_{it}}{(\text{Bevlkerung von 15-64 Jahre})_{it}}$	63	–1,52	0,111
$\Delta\log n_{it35-44}$	Wachstum des Anteils der Bevölkerung zwischen 35 und 44 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\Delta log n_{it35-44} = \log \frac{\text{BEV35-44}_{it+4}}{\text{BEV15-64}_{it+4}} - \log \frac{\text{BEV35-44}_{it}}{\text{BEV15-64}_{it}}$	54	0,03	0,063
$\log n_{it45-54}$	Anteil der Bevölkerung zwischen 45 und 54 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\log n_{it45-54} = \log \frac{(\text{Bevlkerung von 45-54 Jahre})_{it}}{(\text{Bevlkerung von 15-64 Jahre})_{it}}$	63	–1,69	0,097
$\Delta\log n_{it45-54}$	Wachstum des Anteils der Bevölkerung zwischen 45 und 54 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\Delta log n_{it45-54} = \log \frac{\text{BEV45-54}_{it+1}}{\text{BEV15-64}_{it+1}} - \log \frac{\text{BEV45-54}_{it}}{\text{BEV15-64}_{it}}$	54	0,05	0,056
$\log n_{it55-64}$	Anteil der Bevölkerung zwischen 55 und 64 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\log n_{it55-64} = \log \frac{(\text{Bevlkerung von 55-64 Jahre})_{it}}{(\text{Bevlkerung von 15-64 Jahre})_{it}}$	63	–1,84	0,101
$\Delta\log n_{it55-64}$	Wachstum des Anteils der Bevölkerung zwischen 55 und 64 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\Delta log n_{it55-64} = \log \frac{\text{BEV55-64}_{it+1}}{\text{BEV15-64}_{it+1}} - \log \frac{\text{BEV55-64}_{it}}{\text{BEV15-64}_{it}}$	54	0,01	0,067

weiter auf der nächsten Seite ...

Variable	Beschreibung	Spezifikation	Beobachtungen [4])	Mittelwert (über alle i und t)	Standardabweichung (über alle i und t)
Erweiterung 1 [1])[2])					
x_{it1}	Bevölkerungsdichte	$\text{Bevlkerungsdichte}_{it} = \frac{\text{Bevlkerung}_{it}}{\text{Flche}_i}$	63	486	1.160
Δx_{it1}	Änderung der Bevölkerungsdichte	$\Delta\text{Bevlkerungsdichte}_{it} = \frac{\text{BEV}_{it+1} - \text{BEV}_{it}}{\text{Flche}_i}$	54	8,5	32
x_{it2}	Erwerbsdichte	$\text{Erwerbsdichte}_{it} = \frac{\text{Erwerbsttige}_{it}}{\text{Flche}_i}$	63	264	646
Δx_{it2}	Änderung der Erwerbsdichte	$\Delta\text{Erwerbsdichte}_{it} = \frac{\text{ET}_{it+1} - \text{ET}_{it}}{\text{Flche}_i}$	54	6,92	22
x_{it3}	Produktionsdichte	$\text{Produktionssdichte}_{it} = \frac{\text{rBWS}_{it}}{\text{Flche}_i}$	63	14,69	38
Δx_{it3}	Änderung der Produktionsdichte	$\Delta\text{Produktionssdichte}_{it} = \frac{\text{rBWS}_{it+1} - \text{rBWS}_{it}}{\text{Flche}_i}$	54	1,35	3,52
x_{it4}	Bevölkerungswachstum	$\Delta log\text{Bevlkerung} = \log \text{BEV}_{it+1} - \log \text{BEV}_{it}$	63	0,02	0,015
x_{it5}	Industrieanteil an der Produktion (in logs)		63	0,31	0,067
Δx_{it5}	Änderung des Industrieproduktionsanteils		54	0,00	0,012
Erweiterung 2 [1])					
$\log y_{it}$	Produktivität (in logs)	$\log y_{it} = \log \frac{\text{reale BWS}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	54	10,66	0,190
Erweiterung 3 [2])[3])					
$\log y_{it}$	Produktivität (in logs)	$\log y_{it} = \log \frac{\text{reale BWS}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	140	10,74	0,157
$\Delta\log y_{it}$	Produktivitätswachstum	$\Delta log y_{it} = \log \frac{\text{reale BWS}_{it+1}}{\text{Erwerbsttige}_{it+1}} - \log \frac{\text{reale BWS}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	105	0,07	0,039
$\log k_{it}$	Kapitalstock je Arbeitseinheit (in logs) - Proxy: Produktionsanteil der Industrieproduktion (in logs)	$\log k_{it} = \log \frac{\text{realer Kapitalstock}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	140	–1,10	0,227
$\Delta\log k_{it}$	Wachstum des Kapitalstocks je Arbeitseinheit - Proxy: Wachstum des Industrieproduktionsanteils	$\Delta log k_{it} = \log \frac{\text{realer KS}_{it+1}}{\text{Erwerbsttige}_{it+1}} - \log \frac{\text{realer KS}_{it}}{\text{Erwerbsttige}_{it}}$	105	0,02	0,058
$\log h_{it}$	Humankapital je Arbeitseinheit (in logs)	$\log h_{it} = \log \frac{(\text{Maturanten+Akademiker})_{it}}{\text{Bevlkerung}>15_{it}}$	140	–1,78	0,330

weiter auf der nächsten Seite ...

Variable	Beschreibung	Spezifikation	Beobachtungen [4])	Mittelwert (über alle i und t)	Standardabweichung (über alle i und t)
$\Delta\log h_{it}$	Wachstum des Humankapitalstocks je Arbeisteinheit	$\Delta log h_{it} = \log \frac{(\mathrm{M+A})_{it+1}}{\mathrm{BEV>15}_{it+1}} - \log \frac{(\mathrm{M+A})_{it}}{\mathrm{BEV>15}_{it}}$	105	0,07	0,203
$\log n_{it15-34}$	Anteil der Bevölkerung zwischen 15 und 34 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\log n_{it15-34} = \log \frac{(\text{Bevlkerung von } 15-34 \text{ Jahre})_{it}}{(\text{Bevlkerung von } 15-64 \text{ Jahre})_{it}}$	140	–0,90	0,090
$\Delta\log n_{it15-34}$	Wachstum des Anteils der Bevölkerung zwischen 15 und 34 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\Delta log n_{it15-34} = \log \frac{\mathrm{BEV15-34}_{it+1}}{\mathrm{BEV15-64}_{it+1}} - \log \frac{\mathrm{BEV15-34}_{it}}{\mathrm{BEV15-64}_{it}}$	105	–0,06	0,022
$\log n_{it35-44}$	Anteil der Bevölkerung zwischen 35 und 44 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\log n_{it35-44} = \log \frac{(\text{Bevlkerung von } 35-44 \text{ Jahre})_{it}}{(\text{Bevlkerung von } 15-64 \text{ Jahre})_{it}}$	140	–1,45	0,067
$\Delta\log n_{it35-44}$	Wachstum des Anteils der Bevölkerung zwischen 35 und 44 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\Delta log n_{it35-44} = \log \frac{\mathrm{BEV35-44}_{it+1}}{\mathrm{BEV15-64}_{it+1}} - \log \frac{\mathrm{BEV35-44}_{it}}{\mathrm{BEV15-64}_{it}}$	105	0,05	0,047
$\log n_{it45-54}$	Anteil der Bevölkerung zwischen 45 und 54 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\log n_{it45-54} = \log \frac{(\text{Bevlkerung von } 45-54 \text{ Jahre})_{it}}{(\text{Bevlkerung von } 15-64 \text{ Jahre})_{it}}$	140	–1,65	0,085
$\Delta\log n_{it45-54}$	Wachstum des Anteils der Bevölkerung zwischen 45 und 54 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\Delta log n_{it45-54} = \log \frac{\mathrm{BEV45-54}_{it+1}}{\mathrm{BEV15-64}_{it+1}} - \log \frac{\mathrm{BEV45-54}_{it}}{\mathrm{BEV15-64}_{it}}$	105	0,05	0,059
$\log n_{it55-64}$	Anteil der Bevölkerung zwischen 55 und 64 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\log n_{it55-64} = \log \frac{(\text{Bevlkerung von } 55-64 \text{ Jahre})_{it}}{(\text{Bevlkerung von } 15-64 \text{ Jahre})_{it}}$	140	–1,83	0,102
$\Delta\log n_{it55-64}$	Wachstum des Anteils der Bevölkerung zwischen 55 und 64 Jahren an der erwerbsfähigen Bevölkerung (15-64 Jahre) (in logs)	$\Delta log n_{it55-64} = \log \frac{\mathrm{BEV55-64}_{it+1}}{\mathrm{BEV15-64}_{it+1}} - \log \frac{\mathrm{BEV55-64}_{it}}{\mathrm{BEV15-64}_{it}}$	105	0,03	0,061

Quelle: Statistik Austria, WIFO-Berechnungen.

[1]) Dabei steht i für die 9 österreichischen Bundesländer und t für die Zeitpunkte 1983, 1987, 1991, 1995, 1999, 2003 und (2007).

[2]) Wachstumsraten in t beziehen sich auf den Zuwachs zwischen t und $t+1$, das entspricht 4 Jahren.

[3]) Dabei steht i für die 35 österreichischen NUTS 3-Regionen und t für die Zeitpunkte 1995, 1999, 2003 und (2007).

[4]) Durch das Bilden von Wachstumsraten bzw. Differenzen verringert sich die Zahl der Zeitperioden.

4 Regionale Bildungsrenditen – von der Methode zur Rendite

Julia Reilich

Zusammenfassung

Der Artikel liefert einen Beitrag zur empirischen Analyse von regionalen Bildungsrenditen. Es wird die Humankapitalverzinsung für Deutschland insgesamt, im Ost-West-Vergleich sowie in einer regionalen Analyse möglichst unverzerrt geschätzt. Die effizienteste Methode sowie das beste schätzbare Modell werden zunächst identifiziert um diese im Weiteren auf die verschiedenen Regionen anzuwenden. Dabei zeigt sich, dass die Three-Stage-Least-Square-Methode die besten Resultate ergibt. Im gesamtdeutschen Modell ergibt sich mit dieser Methode eine mittlere Verzinsung eines zusätzlichen Bildungsjahres von ca. 10%. Im direkten Ost-West-Vergleich kann für die neuen Bundesländer eine deutlich höhere Rendite ermittelt werden. Eine weitere Separierung auf Bundesländer zeigt auch innerhalb der Ost- und Westregionen Heterogenitäten.

4.1 Einleitung

Das individuelle Arbeitseinkommen wird maßgeblich durch das Bildungslevel beeinflusst. Eine Weiterentwicklung der Fähigkeiten und Fertigkeiten durch zusätzliche Bildungsakkumulation erscheint daher bezüglich des Einkommens als zumeist vorteilhaft. Dabei kann das Weiterentwickeln von Fähigkeiten, und somit die Akkumulation von Humankapital, in zweierlei Weisen erfolgen. Es kann allgemeines und firmenspezifisches Wissen unterschieden werden. Ausgehend von einer *„produktiven Lebenszeit"*, die mit der Schulzeit beginnt und dem Renteneintrittsalter endet, kann diese Zeit für drei Arten von Tätigkeit aufgewandt werden: a) allgemeinbildende Schule, b) firmenspezifische Bildung sowie c) die produktive Tätigkeit der Arbeit an sich. Während der allgemeinbildenden Schule wird - so die übliche Annahme - keine produktive Arbeit verrichtet, d.h. kein positives Einkommen generiert. Die Akkumulation von firmenspezifischem Humankapital sowie die einkommensgenerierende Arbeit finden üblicher Weise simultan statt. In der ersten Bildungsphase entstehen damit für das sich bildende Wirtschaftssubjekt Opportunitätskosten in Form von entgangener Entlohnung. Je höher das Qualifikationslevel, umso höher ist die entgangene Entlohnung. Somit steht der einkommenssteigernden Weiterentwicklung der Fähigkeiten, die zunächst entgangene Entlohnung entgegen. Diese entstehenden Opportunitätskosten müssen

im Lebenszyklus kompensiert werden, in dem sie durch höhere Löhne in der späteren Arbeitsphase ausgeglichen werden. Ziel des Wirtschaftssubjektes ist es, das Lebensarbeitseinkommen zu maximieren.

In dieser Arbeit wird anhand von Daten aus dem Jahr 2008 eine durchschnittliche Verzinsung pro zusätzlichem allgemeinen Bildungsjahr für das deutsche Bundesgebiet dargestellt. Viele Autoren konnten ähnliche Bildunggsrenditen regressieren. Si ermittelt Dechênes (2007) über das 2SLS-Verfahren eine Rendite von ca. 20%. Harmon/Walker (1995) ermitteln mit diesem Verfahren für das Vereinigte Königreich ca. 15%. Diverse Autoren konnten auch für Deutschland in der Höhe ähnliche Bildungsrenditen errechnen. Jochmann/Pohlmeier (2004) ermittelt mit den Standardverfahren eine Rendite zwischen 6,3 und 10%. Krenz (2008) schätzt eine Bildungsrendite für 2001 i.H.v 14%. Aus Daten vom IAB vom Jahr 1999 ermitteln Maier/Pfeiffer/Pohlmeier (2004) einen Wert von 8,7%. Bei regionaler Betrachtung konnten Anger/Lupo (2007) für Ost- und Westdeutschland verschiedene Bildungsrenditen ermitteln. Im Jahr 2005 ergibt sich demnach mit der Methode der kleinsten Quadrate eine durchschnittliche Rendite in Westdeutschland von 7,5%, in Ostdeutschland von 7,7%.

In dieser Untersuchung wird neben der allgemeinen Berechnung für den gesamtdeutschen Raum die von Anger/Lupo (2007) bereits vorgenommene Separierung übernommen. Zusätzlich findet eine weitere regionale Separierung Anwendung. Dabei werden die Analysen auf die Nuts-1-Ebene ausgeweitet. Auf diese Weise ergeben sich jeweilige Bildungsrenditen pro Bundesland. Zur Ermittlung der besten Methodik wird zunächst von einem einfachen Modell, geschätzt mit der Methode der kleinsten Quadrate, ausgegangen. Dieses kann durch eine Annahmenprüfung verifiziert, weiterentwickelt und über das Instrumentvariablen-Verfahren und die Three-Stage-Least-Square-Methode ausgebaut werden.

Der Artikel gliedert sich wie folgt. Im zweiten Abschnitt werden der Datensatz und die Variablen beschrieben. Im dritten Abschnitt werden die Modelle und Methodiken zur Ermittlung der Bildungsrendite sowie die daraus resultierenden Ergebnisse hergeleitet und dargestellt. Im letzten Abschnitt folgt ein zusammenfassendes Fazit.

4.2 Datensatz und deskriptive Analyse

Die Berechnung der Bildungsrendite erfolgt auf Basis des sozioökonomischen Panels (SOEP) vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW). Dabei handelt es sich um *„eine repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte in Deutschland, die im jährlichen Rhythmus seit 1984 bei denselben Personen und Familien in der Bundesrepublik durchgeführt wird"*.[1] Im hier betrachteten Erhebungsjahr 2008 umfasste die Stichprobe fast 11.000 Haushalte mit insgesamt ca. 20.000 Personen. Befragt wurden private Haushalte und deren Mitglieder, die das 16. Lebensjahr erreicht bzw. überschritten haben. Die Teilnehmer am SOEP werden zufällig ausgewählt. Die Fragen werden per Interview in persönlichem Gespräch mit jedem einzelnen Haushaltsmitglied beantwortet.

[1] Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011).

4.2.1 Datensatzeingrenzungen

Zur Berechnung der Bildungsrendite wird der Ansatz von Mincer (1974) angewendet. Dabei sind ausschließlich nichtselbständig Erwerbstätige in die Untersuchung einbezogen, die zumindest in Teilzeit beschäftigt sind. Einige Datensatzreduzierungen mussten aufgrund von fehlenden Antworten vorgenommen werden. Eine weitere - in der Literatur übliche - Reduktion ist durch eine Altersbeschränkung gegeben. Die hier durchgeführte Analyse bezieht sich auf Individuen zwischen dem 30. und 60. Lebensjahr. Grund dieser Einschränkung ist, dass für hohe Qualifizierung ein langer Bildungsweg vonnöten ist und damit viele unter 30-jährige, die ein akademisches Niveau anstreben zumeist noch im Ausbildungsprozess sind. Die obere Grenze ist notwendig, da viele Erwerbstätige nicht bis zum Renteneintrittsalter tätig sind. Berücksichtigt man alle genannten Einschränkungen, reduziert sich der Datensatz auf 4693 Individuen.

Tabelle 4.1: Reduktion aus der Grunddatei

Merkmal	Stichprobenumfang
aus Grunddatei, nur Voll- und Teilerwerbstätige, die Angaben zur Dauer der Ausbildung gemacht haben und nicht Selbständig bzw. noch im Ausbildungsprozess sind	8719
Altersbeschränkung auf das Intervall 30-60 Jahre	7119
nur positives Bruttoeinkommen	7112
ohne missing values	4693

Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen. Jahr: 2008.

Die Aussagekraft kann ausschließlich für die betrachtete Gruppe der nichtselbständige Voll- oder Teilzeiterwerbstätigen im Alter von 30-60 Jahren bezogen sein. Alle weiteren Personengruppen werden in der Analyse nicht berücksichtigt und können deswegen nicht in die Interpretation einbezogen werden.

4.2.2 Variablenbeschreibungen

aktuelles Bruttoerwerbseinkommen Das Bruttoerwerbseinkommen ist die monatliche Bruttoentlohnung für die produktive Arbeit. Umgerechnet wird es in den Bruttostundenlohn[2] um die Vergleichbarkeit auch bei unterschiedlichen Arbeitsdauern zu gewährleisten. Im Durchschnitt verdient ein Arbeitnehmer dieser Stichprobe 17,66 € (9,39)[3] brutto pro Stunde. Dieser Wert wird in die Regressionen in logarithmierter Form eingehen um der Linearitätsannahme der OLS-Methode Rechnung zu tragen.

[2] Berechnungsformel: *(aktuelles Bruttoerwerbseinkommen / Anzahl der Wochen pro Monat / vereinbarte Arbeitszeit) = Bruttostundenlohn)* Ein Monat hat genau 4.35 Wochen. Siehe hierzu Mincer (1974).

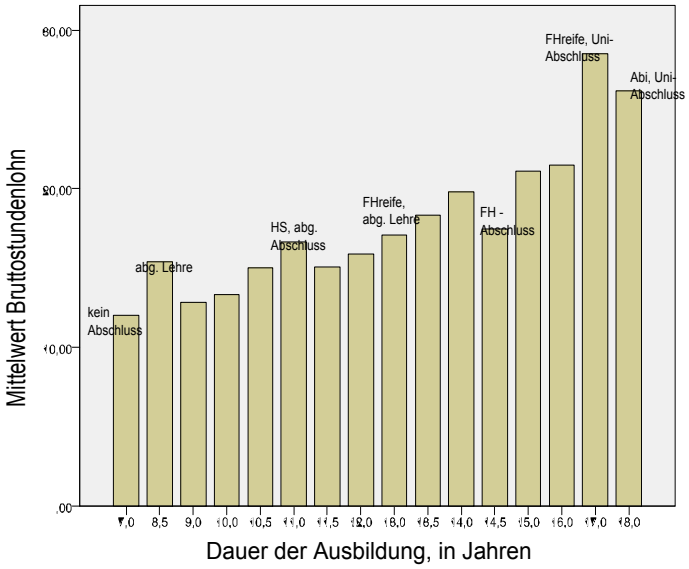
[3] Die in Klammern beschriebene Zahl stellt die Standardabweichung dar. Im Folgenden wird stets nachfolgend zum Mittelwert die Streuung in dieser Weise gezeigt.

Bildungsdauer Die Bildungsdauer ist vom DIW generiert, so dass pro allgemeinbildendem Abschluss immer die gleiche Anzahl an Bildungsjahren angenommen wird. Damit sollen Verzerrungen durch zum Beispiel Sitzenbleiber und Langzeitstudenten eliminiert werden. In Tabelle 4.2 wird die Kodierung des DIW sowie die mittleren Bruttostundenlöhne der jeweiligen Bildungsdauern dargestellt. Zusätzlich wird die Anzahl der Personen, die in der Stichprobe mit den Bildungsdauern vorhanden sind, ermittelt.

Im Durchschnitt hat ein Arbeitnehmer dieser Stichprobe eine Ausbildungsdauer von knapp 13 Jahren. Die positive Tendenz zwischen Ausbildungsdauer und mittlerem Bruttostundenlohn ist durch den Vergleich der Mittelwerte zwischen den einzelnen Qualifikationsleveln ersichtlich. Kleinere Schwankungen entstehen durch unterschiedliche Beurteilungen von Ausbildungen, d.h. verschiedene Akzentuierungen von der Bedeutung von firmenspezifischen und allgemeinem Humankapital.

In Abbildung 4.1 wird der Zusammenhang zwischen der Dauer der Ausbildung und dem mittleren Bruttostundenlohn dargestellt.

Abbildung 4.1: Dauer der Ausbildung vs. Bruttostundenlohn



Quelle: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011), eigene Berechnungen.

Die Spannweite zwischen dem niedrigsten durchschnittlichen Einkommenslevel – keiner abgeschlossenen Ausbildung – und dem höchsten – also einem abgeschlossenen Hochschulstudium – liegt bei ca. 14,12 € pro Stunde.

Erfahrung Mit dieser Variable soll die potentielle Dauer der Berufstätigkeit abgebildet werden. Dabei wird davon ausgegangen, dass nach abgeschlossener Ausbildung sofort die Jahre der Berufserfahrung anschließen. Die Erfahrungsvariable[4] berechnet sich aus dem *Alter abzüglich der*

[4] Wie bereits beschrieben, kann in der Zeit der Schulbildung nicht gearbeitet werden, sodass auch kein firmenspezifisches Kapital akkumuliert werden kann.

Tabelle 4.2: Anzahl der gesamt generierten Jahre mit zugehörigem Abschluss

Qualifikation	zug. Anzahl an Jahren	mittlerer Bruttostundenlohn	n	Qualifikation	zug. Anzahl an Jahren	mittlerer Bruttostundenlohn	n
keinen Schulabschluss	7	12,05 (4,61)	28	Abitur oder Realschule mit Fachhochschule	13	17,11 (8,57)	208
ohne Hauptschulabschluss mit abgeschlossener Lehre	8,5	15,41 (5,79)	12	Fachhochschulreife und Lehre	13,5	18,33 (9,57)	82
ohne Hauptschulabschluss mit spezieller Lehrausbildung bzw. Hauptschulabschluss ohne Lehre	9	12,82 (4,72)	251	Fachhochschulreife mit spezieller Ausbildung	14	19,81 (9,82)	75
Realschulabschluss	10	13,33 (6,61)	114	Abitur und Lehre	14,5	17,47 (6,64)	142
Hauptschulabschluss mit Lehre	10,5	15,05 (5,65)	804	Fachhochschulreife und Fachhochschulabschluss; Abitur und höher qualifizierende Ausbildungen	15	21,11 (12,26)	263
Hauptschulsabschluss mit spezieller Ausbildung	11	16,64 (7,22)	219	Abitur und Fachhochschulabschluss	16	21,52 (8,81)	208
Realschulabschluss mit Lehre	11,5	15,09 (7,23)	1031	Fachhochschulreife und Universitätsabschluss	17	28,54 (13,34)	19
Realschulabschluss mit spezieller Ausbildung	12	15,91 (7,58)	551	Abitur und Universitätsabschluss	18	26,17 (12,34)	686

Quelle: DIW, eigene Berechnungen.

Dauer der Ausbildung, der Dauer der Arbeitslosigkeit, abzüglich dem Alter "6". Es wird davon ausgegangen, dass mit 6 Jahren die Zeit der Ausbildung beginnt und das Individuum damit in die *„produktive Lebensphase"* eintritt. Anders als bei anderen Untersuchungen[5] wird zusätzlich die Dauer der bisherigen Arbeitslosigkeit abgezogen um der potentiellen Berufserfahrungsdauer[6] eher gerecht zu werden. Diese Variable wird zusätzlich in ihrer quadrierten Form hinzugezogen. Es ist davon auszugehen, dass das Grenzprodukt der Berufserfahrung mit zunehmender Zahl an gearbeiteten Jahren abnimmt, d.h., dass das erste Jahr, in dem firmenspezifisches Humankapital angesammelt wird, wesentlich produktivitätssteigernder wirkt als spätere Jahre. Somit ist die Verzinsung positiv, aber abnehmend.

Geschlecht In vielen Untersuchungen wird die verschiedene geschlechtsspezifische Rolle auf dem Arbeitsmarkt untersucht. Dies soll auch an dieser Stelle nicht vernachlässigt werden. Das Geschlecht soll durch eine Kontrollvariable im Modell berücksichtigt werden. Diese Dummyvariable erhält den Wert 1, wenn das betrachtete Individuum weiblich ist. In dem gegebenen Datensatz sind 53% männlich. Der durchschnittliche Bruttostundenlohn der Männer liegt im Mittel bei 19,71 € (10,21) pro Stunde, Frauen verdienen hingegen 15,37 € (7,77).

Familienstand Der Familienstand ist eine Kontrollvariable innerhalb der Regression, deren Bedeutung in diversen Untersuchungen geklärt werden konnte. So wird beispielsweise erwartet, dass verheiratete Personen ein höheres Einkommen erzielen.[7] In diese Untersuchung wird die Variable als dichotome Größe eingehen. Dabei bedeutet 1 das die Person verheiratet bzw. in einer eheähnlichen Gemeinschaft lebt. Alle anderen, also Ledige, Verwitwete, Geschiedene oder Personen in Trennung werden mit 0 gelistet. 70% der 4693 in der Stichprobe berücksichtigen Personen sind verheiratet oder leben in einer eheähnlichen Gemeinschaft. Berechnet man für beide Gruppen getrennt den durchschnittlichen Bruttostundenlohn, so verdient eine verheiratete Person im Mittel 18,22 € (9,82). Dies liegt knapp 2 € pro Stunde über dem Mittelwert der Singles.

Unternehmensgröße Je nach Art und Größe eines Unternehmens unterscheiden sich die Löhne. So konnten u.a. Liu/Wu (2007) theoretisch den Zusammenhang zwischen der Firmengröße und dem Einkommen determineren. Des Weiteren sind große Unternehmen häufig über Betriebsräte oder Tariflöhne weniger flexibel in der Lohngestaltung. Um dem gerecht zu werden soll die Unternehmensgröße[8] in die Betrachtung einbezogen werden. Zur Vereinfachung wird die Unternehmensgröße als Dummyvariable in der Regression berücksichtigt. Dabei gilt ein Unternehmen ab 200 Mitarbeiter als groß. In der Stichprobe sind die Individuen gleichermaßen auf große und kleine Unternehmen verteilt. Ein Arbeitnehmer im großen Unternehmen verdient im Mittel 19,92 € (9,67) pro Stunde und ist damit mit 4,50 € gegenüber Arbeitnehmern in kleinen Unternehmen begünstigt.

[5] Siehe hierzu Lauer/Steiner (2000) und Ammermüller/Kuckulenz/Zwick (2006).

[6] Eventuelle Nichtarbeit in der *„produktiven Lebensphase"* (außer Arbeitslosigkeit), wie zum Beispiel der Mutterschutz, werden nicht berücksichtigt. Daher handelt es sich bei dieser Variable um die *potentielle* Berufserfahrung.

[7] Siehe hierzu Krenz (2008).

[8] Vgl. hierzu auch Krenz (2008).

Ländliches Gebiet Die wirtschaftliche Struktur ist zwischen Stadt und Land heterogen.[9] Eine dichotome Variable soll diese Unterschiede berücksichtigen. Dabei zeigt die Variable den Wohnort des Individuums. Ist der Wohnort mehr als 25 km von einem Stadtzentrum entfernt, so gilt der Arbeitnehmer als im ländlichen Gebiet lebend. 61% der Befragten wohnen im städtischen Gebiet. Es ist anzunehmen, dass Arbeitnehmer im Stadtzentrum ein höheres Einkommen generieren können. Im städtischen Raum liegt der Stundenlohn bei 18,16 € (9,45), im ländlichen dagegen nur bei 16,86 € (9,25).

Pendelfahrten Pendelbewegungen nehmen durch eine notwendig höhere Flexibilisierung weiter zu. Immer öfter wird die Wohnortentscheidung losgelöster vom Arbeitsort getroffen, beziehungsweise müssen mehrere Arbeitsstandorte in diese Überlegung einbezogen werden. Es ist zu erwarten, dass diejenigen die bereit sind zu pendeln dadurch höher entlohnt werden. Es werden in der Analyse jene als Pendler angesehen, die mindestens wöchentlich pendeln. Zu dieser Gruppe gehören 56% der Arbeitnehmer in dieser Stichprobe. Das durchschnittliche Bildungslevel ist in beiden Gruppen gleich. Jedoch verdienen die Pendler im Mittel 18,38 € (9,79) brutto pro Stunde. Die Nichtpendler dagegen verdienen 16,73 € (8,78).

Familiärer Hintergrund Für die Ausbildungsentscheidung spielt die soziale Herkunft eine bedeutende Rolle. Um diese in der Zusatzregression zu berücksichtigen, soll approximativ die Bildung des Vaters einbezogen werden. Dabei werden aus einer zuvor ermittelten kategorialen Schulvariable zwei Dummyvariablen ermittelt. Die Erste steht für einen mittleren Abschluss, d.h. der Vater hat einen Realschulabschluss, das Abitur, die Fachhochschulreife und/ oder eine abgeschlossene Berufsausbildung. Die zweite Dummyvariable nimmt den Wert 1 an, wenn der Vater ein abgeschlossenes Studium vorweisen kann, dabei wird nicht zwischen einem Fachhochschul- und Universitätsabschluss unterschieden. Interpretiert werden können die sich ergebenden Koeffizienten relativ zum niedrigsten Qualitätslevel. Hierzu zählen all jene, die keinen Schulabschluss, keine Schule besucht oder lediglich einen Hauptschulabschluss haben und keine weitere abgeschlossene Berufsausbildung vorweisen können.

Durch die Umkodierung der kategoriealen Variable der väterlichen Bildung mit drei möglichen Ausprägungen in zwei Dummyvaribalen kann lediglich ein Elternteil berücksichtigt werden. Aufgrund des höheren Einflusses des Vaters[10] auf die Bildungsentscheidung des Kindes wird die kategoriale Bildungsvariable des Vaters[11] als Dummy mit Bezug zur untersten Bildungskategorie verwendet.

Anzahl der Bücher Die Anzahl der Bücher im Haushalt ist ursprünglich als ordinale Variable definiert. Um der notwendigen Äquidistanz Rechnung zu tragen, wird die Variable aus dem DIW

[9] Vgl. Jochmann/Pohlmeier (2004).
[10] Vgl. Reilich (2006).
[11] Berechnet man die Korrelationskoeffizienten der jeweiligen Schulbildung auf die Dauer der Ausbildung, kann für beide Elternteile ein signifikanter Zuammenhang festgestellt werden. Der des Vaters ist jedoch mit 0,166*** deutlich größer, als jener der Mutter 0,041***. Dadurch begründet sich die Auswahl des Vaters als Bildungsvariable.

umkodiert in eine einfache Dummyvariable. Dabei wird die Grenze bei 200 Büchern gesetzt. All jene, die 200 und mehr Bücher besitzen, bekommen den Wert 1 zugeordnet. Alle Individuen die weniger als 200 Bücher haben, sind mit 0 gelistet. 69% der Befragten haben weniger Bücher als der Grenzwert. Berechnet man das durchschnittliche Einkommen für beide Gruppen separat, so haben jene mit über 200 Büchern einen durchschnittlichen Bruttostundenlohn von 20,97 € (10,88) und damit ein im Mittel über 4,50 € höheres Einkommen als diejenigen mit wenigen Büchern. Diese Variable soll als Instrument in die Hilfsregression zur Ermittlung der *Bildungsdauer* eingehen.

Anzahl der Geschwister Es handelt sich hierbei um zwei metrische Variablen die die Anzahl der Brüder und Schwestern berücksichtigt. Gemäß der Theorie von Willis (1973) besteht zwischen der Quantität und Qualität der Kinder ein Substitutionsverhältnis, d.h. je mehr Kinder eine Familie hat, umso weniger Ressourcen können in die Qualität, also Ausbildung, eines jeden einzelnen Kindes investiert werden. Der vermutete Zusammenhang zwischen der Anzahl der Geschwister - unabhängig vom Geschlecht - und der Dauer der Ausbildung ist negativ. Auch diese beiden Variablen sollen als Instrument für die Hilfsregression verwendet werden.

Ausländische Staatsangehörigkeit Die Staatsangehörigkeit spielt durch verschiedene Kulturen, Werte und Normen eine bedeutende Rolle für die Ausbildungsentscheidung. Die Dummyvariable Ausländer ist mit 0 bei gegebener deutscher Staatsbürgerschaft angezeigt und mit 1, wenn der Arbeitnehmer keinen deutschen Pass hat. In dem gegebenen Datensatz haben knapp 95% der betrachteten Arbeitnehmer die deutsche Staatsbürgerschaft. Ihr mittlerer Bruttostundenlohn liegt bei 17,81 € (9,51). Die restlichen 5% ohne deutschen Pass, verdienden mit 15,00 € (6,66) deutlich weniger. Erklärbar ist dies auch durch ein geringeres Bildungslevel. Vergleicht man die Bildungsdauern, so ergibt sich eine im Mittel um 2 Jahre kürzere Ausbildungsdauer für die Arbeitnehmer in Deutschland mit ausländischem Hintergrund. Ein deutscher Staatsbürger beschäftigt sich im Mittel knapp 13 Jahre mit seiner Ausbildung.

4.3 Berechnung der Bildungsrenditen

4.3.1 Durchschnittliche Bildungsrendite in Deutschland

4.3.1.1 Modellbeschreibung

Ziel der Untersuchung ist es eine möglichst konsistente und effiziente Bildungsrendite zu bestimmen. Das folgende Modell wird mit der einfachen Kleinstquadratmethode geschätzt.

$$\begin{aligned} lnY_i &= \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 Erf_i + \beta_3 Erf_i^2 + \beta_4 D_{weibl_i} + \beta_5 D_{verhei_i} \\ &+ \beta_6 D_{IAT_{W-verh_i}} + \beta_7 D_{gross_i} + \beta_8 D_{rural_i} + \beta_9 D_{Pendler_i} + \varepsilon_i. \end{aligned}$$

Dabei beschreibt der Index i die einzelnen Individuen und Y_i den individuellen Bruttostundenlohn. β_j, wobei $j = 1..9$, beschreibt die einzelnen geschätzten Koeffizienten zugehörig zu den

Regressoren und ε stellt das Residuum dar. Der Koeffizient β_1 beschreibt die semilogarithmische Bildungsrendite. Es ist damit die Beziehung zwischen der *Bildungsdauer* und dem *Einkommen* hergestellt. Die weiteren Variablenbezeichnungen werden in Tabelle 4.3 veranschaulicht, außerdem wird ihre Skalierung mit vermuteter Richtung des Zusammenhangs zum logarithmierten Bruttostundenlohn dargestellt.

Tabelle 4.3: Variablenbezeichnung

Variable	Variablenname	Skalierung	vermuteter Zusammenhang
S_i	Dauer der Ausbildung	metrisch	positiv
Erf_i	Erfahrung	metrisch	positiv, im Quadrat negativ
D_{weibl_i}	weiblich	dichotom (1: weiblich, 0: männlich)	negativ
D_{verhei_i}	Familienstand	dichotom (1: verheiratet, zusammenlebend, 0: sonst)	positiv
$D_{IAT_{W-Ver_i}}$	Interaktionsterm	dichotom (1: verheiratet, zusammenlebend *und* weibl, 0: sonst)	negativ
D_{gro_i}	großes Unternehmen	dichotom (1: mehr als 200 Mitarbeiter im Unternehmen, 0: sonst)	positiv
$D_{ländlich_i}$	ländliches Gebiet	dichotom (1: Wohnort ist mehr als 25km vom Stadtzentrum entfernt, 0: sonst)	negativ
$D_{Pendler_i}$	Pendler	dichotom (1: mind. wöchentl. Pendeln, 0: sonst)	positiv

4.3.1.2 Methodische Ansätze

Häufig sind bei der Methode der kleinsten Quadrate einzelne Annahmen nicht erfüllt und führen daher zu verzerrten Schätzungen. Zur Ermittlung eines unverzerrten Schätzers mittels der Methode der kleinsten Quadrate ist es u.a. erforderlich, dass die Regressoren exogen sind. Dies bedeutet, dass keine Korrelation von Regressoren mit dem Fehlerterm bestehen darf. Andernfalls ist der jeweilig geschätzte Koeffizient nicht konsistent. Eine mögliche Ursache dafür ist das Fehlen von relevanten Variablen, die multikollinear mit anderen Variblen verknüpft sind. Häufig gibt es Einflussgrößen die nicht identifizierbar bzw. nicht quantifizierbar sind, jedoch einen wichtigen Beitrag zu Erklärung der abhängigen Variablen liefern.

Das Endogenitätsproblem in Bezug auf die Schätzung der Bildungsrendite ergibt sich über eine mangelnde Quantifizierbarkeit von Motivation und Fähigkeiten, die sich pro Individuum deutlich unterscheiden können. Üblicherweise werden diejenigen, die intrinsisch motiviert sind einen höheren Bildungsabschluss anstreben. Es gilt weiterhin zu vermuten, dass jene jedoch auch bei Berufen mit geringerer notwendiger Qualifikation produktivere Arbeit leisten würden und demzufolge ein höheres Einkommen generieren könnten. Damit ergibt sich bei Nichtberücksichtigung der Motivation ein Problem bei der Ermittlung des reinen Bildungseinflusses auf das Einkommen.

Um das Problem der Endogenität nachzuweisen haben Durbin, Wu und Hausman[12] ein Testverfahren entwickelt. Eine Lösung des möglichen Endogenitätsproblems könnte durch das 2-SLS-Verfahren gegeben sein. Dabei werden in zwei sequentiellen Schätzungen um den unberücksichtigten Faktor bereinigte Regressionskoeffizienten ermittelt. Zunächst wird eine Bildungsvariable ohne Motivationseinfluss durch eine Hilfsregression ermittelt. Im nächsten Schritt wird dann die geschätzte Bildungsdauer in die ursprüngliche OLS-Regression implementiert und neu geschätzt. Die Testergebnisse werden in Abschnitt 4.3.1.3 gezeigt. Eine große Herausforderung ist es geeignete Instrumente zur Schätzung auf der ersten Stufe zu identifizieren. Zur Prüfung, ob geeignete Instrumente gefunden wurden, sind mehrere Teststatistiken nötig.

- F-Statistik
  - Bound/Jaeger/Baker (1995) schlägt zur Prüfung der IV-Regression zwei F-Tests vor. Zum einen soll die F-Statistik der *„Reduced-Form"*- Regression[13] einen signifikanten Erklärungszusammenhang zwischen der Bildungsvariable und den Instrumenten sicherstellen.
  - Zum anderen wird von Bound/Jaeger/Baker (1995) empfohlen die F-Statistik aus einer weiteren Regression zu beachten. Dabei werden die Residuen der Lohngleichung auf die Instrumente geschätzt. Dies hat das Ziel zu prüfen, ob die zuvor kritisierte Endogenität der Bildungsvariable durch die Instrumente eliminiert werden konnte. Ziel ist es demnach die Nullhypothese eines Erklärungszusammenhangs nicht abzulehnen.
- Bestimmtheitsmaß

  Das R^2 aus der ersten Regression zeigt den Anteil der erklärten Streuung zur Gesamtstreuung der endogenen Variable. Dies dient zur Ermittlung eines bestmöglichen Modells bei Auswahl zwischen mehreren Instrumentenmodellen. Zur Beurteilung der beiden genannten Kriterien schreibt Bound/Jaeger/Baker (1995): *"[...] the partial R^2 and F statistic on the excluded instrument in the first-stage regression are useful as rough guides to the quality of IV estimates."*

Modellbeschreibung des Modells der ersten Stufe Über die Instrumentvariablenmethode wird versucht die Variable Bildungsdauer neu zu schätzen, die unabhängig von den Fähigkeiten und damit vom Fehlerterm der Lohngleichung ist.

Dechênes (2007) verwendet z.B. das Vorhandensein von Geschwistern und die elterliche Bildung als Instrumente, Card (1993) ergänzt diese um die Nähe zum College sowie einen Interaktionsterm zwischen väter- und mütterlicher Bildung. In der IW-Studie von Anger/Plünnecke/Tröger (2007) wird zusätzlich die Variable der *Anzahl der Bücher* im Haushalt in die Regression ergänzt. In Anlehnung an diese Studien wird für den gegebenen Datensatz folgendes Modell für die *„Reduced-*

[12] Vgl. Heij et al. (2004), S. 409ff. oder Hackl (2007), S. 259f.
[13] Als *„Reduced-Form"*-Regression wird die zusätzliche Schätzung der Schuljahre bezeichnet.

form"-Regression geschätzt:

$$\begin{aligned} S_i &= \gamma_0 + \gamma_1 D_{MB_i} + \gamma_2 D_{HB_i} + \gamma_3 D_{N\,Buecher_i} + \gamma_4 D_{N\,Schw_i} + \gamma_5 D_{N\,Brued_i} \\ &\quad + \gamma_6 D_{Ausländer_i} + \sum_{j=7}^{14} \gamma_j X_{ij} + \eta_i, \end{aligned}$$

wobei die zu erklärende Variable diesmal die Bildungsdauer, S_i, ist. Die Kontrollvariablen aus dem ursprünglichen OLS - Modell gehen auch in diese Regression ein und sind innerhalb der Summe zusammengefasst, wobei j der Laufindex der verschiedenen Kontrollvariablen ist. Die weiteren Variablenbezeichnungen sind in Tabelle 4.4 zusammengefasst. Vermutet werden kann, dass sich die Qualifikation des Vaters positiv auf die eigene Ausbildungsdauer auswirkt. Auch ist davon auszugehen, dass die Anzahl der Bücher ein höheres Bildungslevel fördert und symbolisiert. Mit hoher Kinderzahl kann gemäß der Theorie von Willis (1973) von einem negativen Einfluss auf die Bildungsdauer ausgegangen werden. Ebenso ist bezüglich einer nichtdeutschen Staatsangehörigkeit aufgrund von einem negativen Zusammenhang auf die Ausbildungsdauer auszugehen.

Die geschätzten Werte für die Bildungsdauer aus der ersten Stufe werden in das ursprüngliche OLS-Modell als zweite Stufe implementiert und sequentiell wird nun auf den logarithmierten Stundenlohn geschätzt.

Tabelle 4.4: Variablenbezeichnung

Kurzbezeichnung	Variablenname	Skalierung	vermuteter Zusammenhang
D_{MB_i}	mittlere Bildung des Vaters	dichotom (1: mittlerer Bildungsabschluss, 0: sonst)	positiv (in Relation zum niedrigen Bildungabschluss)
D_{HB_i}	hohe Bildung des Vaters	dichotom (1: hoher Bildungsabschluss, 0: sonst)	positiv (in Relation zum niedrigen Bildungabschluss)
$D_{N\,Buecher_i}$	Anzahl der Bücher im Haushalt	dichotom (1: mehr als 200 Bücher, 0: sonst)	positiv
$D_{N\,Schw_i}$	Anzahl der Schwestern	metrisch	negativ
$D_{N\,Brued_i}$	Anzahl der Brüder	metrisch	negativ
$D_{Ausländer}$	Ausländer	dichotom (1: sonst, 0: Nationalität: deutsch)	negativ

Schätzung durch 3SLS-Verfahren Werden Mehrgleichungsmodelle sequentiell geschätzt, so kann das Problem der kontemporären Korrelation auftreten. Dies bedeutet, dass die Störterme der verschiedenen Regressionen miteinander korreliert sind. Für die Koeffizienten hat das zur Folge, dass die Schätzer zwar konsistent, nicht jedoch effizient sind. Um dem zu begegnen wird eine Methode nach Zellner (1962) gewählt, in der eine Verknüpfung aus 2SLS und einem

SUR-Modell[14] angewendet wird. Dafür gilt es zunächst die 2SLS-Methode für die endogene Variable separat anzuwenden. Nun wird die Kovarianzmatrix ermittelt. Im dritten Schritt wird das Gleichungssystem per *FGLS* unter Hinzunahme der gemeinsamen Kovarianzmatrix simultan geschätzt.

4.3.1.3 Ergebnisse

Die Modellergebnisse sind in Tabelle 4.5 zusammengefasst. Aus der OLS-Regression ergibt sich eine zusätzliche durchschnittliche Verzinsung von 8,5% pro zusätzlichem Schuljahr. Alle weiteren Koeffizienten ergeben sich erwartungsgemäß mit dem zuvor vermuteten Einfluss auf den logarithmierten Bruttostundenlohn. So wirken sich zusätzliche Berufserfahrung, die Nutzung von Spezialisierungsgewinnen durch eine Ehe, bzw. eheähnliche Gemeinschaft, große Unternehmen und Pendelverhalten positiv auf das Einkommen aus. Der zusätzliche positive Einfluss der Berufserfahrung nimmt jedoch mit zusätzlichem Alter ab. Hierbei ist demzufolge von einem umgekehrt u-förmigen Verlauf auszugehen. Negativ auf das Einkommen wirkt weiterhin das weibliche Geschlecht sowie ein Wohnort in einer ländlichen Region. Der negative Effekt des weiblichen Geschlechts verstärkt sich zudem, wenn die Arbeitnehmerin verheiratet ist. Die üblichen OLS-Annahmen sind weitestgehend erfüllt. Die Annahme der Homoskedastie ist nicht erfüllt, wird aber über die Whit'schen Standardfehler korrigiert. Auch die Annahme der normalverteilten Residuen muss abgelehnt werden. Dies ist jedoch keine Ablehnungskriterium für das Verfahren, da bei dem gegebenen Stichprobenumfang von einer ausreichend großen Anzahl an Befragten ausgegangen werden kann, sodass die Regressionskoeffizienten approximativ als normalverteilt angenommen werden können. Anders verhält sich dagegen die Annahme des Exogenität der Regressoren. Der Test nach Durbin, Wu und Hausmann zeigt eine Ablehnung[15] dieser Annahme. Dies führt zu verzerrten Schätzern, sodass das Vertrauen in den Regressionsoutput nicht gegeben sein kann. Es muss davon ausgegangen werden, dass ein nichtquantifizierbarer Effekt, wie intrinsische Motivation verzerrend auf die Bildungsrendite wirkt.

Zur Begegnung des Endogenitätsproblems wird das in Abschnitt 4.3.1.2 beschriebene 2SLS-Verfahren angewendet. Dies hat eine in der Literatur[16] bereits bekannte Steigerung in der Bildungsrendite zur Folge. So kann jetzt die mittlere Rendite mit 10,4% beziffert werden. Diese kontraintuitive Steigerung kann durch die Verzerrung des OLS-Schätzers in Abhängigkeit anderer Kontrollvariablen[17] erklärt werden. Card (2001) führt dies auf eine veränderte Varianz-Kovarianz-Matrix zurück, die im Endeffekt die Überschätzung der Bildungsrendite impliziert.

Die erwarteten Einflussrichtungen der Kontrollvariablen können weiterhin signifikant bestätigt werden. Auch die Höhe der einzelnen Einflüsse auf den Stundenlohn verändert sich zumeist eher marginal oder bleibt gleich. Die Koeffizienten der ersten Stufe sind in Tabelle 4.6 dargestellt. Erwartungsgemäß wirkt der Einfluss der väterlichen Bildung positiv auf die Bildungsdauer, ebenso wie die vorhandene Anzahl an Büchern im Haushalt. Signifikant negativ wirkt,

[14] *Näheres in Zellner (1962).*
[15] Die Teststatistik ergibt einen Wert von $\chi^2 = 26$.
[16] Siehe hierzu die anfänglich zitierten Aritkel.
[17] Siehe hierzu Griliches (1977).

Tabelle 4.5: Ergebnistabelle der OLS-Regression

Variable	OLS - Modell	2SLS - Methode	3SLS - Methode
Bildungsjahre	0,082*** [0,002]	0,099*** (0,004)	0,097*** (0,004)
Erfahrung	0,029*** [0,004]	0,032*** (0,004)	0,030*** (0,004)
Erfahrung^2	-0,000*** [0,000]	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
weiblich	-0,124*** [0,021]	-0,130*** (0,021)	-0,123*** (0,021)
verheiratet	0,115*** [0,018]	0,108*** (0,018)	0,119*** (0,018)
Interaktionsterm verheiratete Frau	-0,144*** [0,025]	-0,140*** (0,025)	-0,147*** (0,025)
Unternehmen mit mehr als 200 Mitarbeitern	0,221*** [0,012]	0,216*** (0,012)	0,218*** (0,012)
ländliches Gebiet	-0,053*** [0,012]	-0,048*** (0,012)	-0,052*** (0,012)
Pendler	0,063*** [0,012]	0,063*** (0,012)	0,065*** (0,012)
Konstante	1,259*** [0,065]	1,009*** (0,080)	1,055*** (0,080)
korr. R^2	0,35	0,34	0,34
Güte der Gesamtregression	281	1765	1776

Quelle: DIW, eigene Berechnungen; in eckigen Klammern sind whitschen Standardfehler. Signifikanzlevel: *** 1%, ** 5% und * 10%.

wie erwartet, die Anzahl der Geschwister und ein ausländischer Hintergrund. Die in Abschnitt 4.3.1.2 beschriebenen Tests wurden durchgeführt. Der F-Test auf die Residuen zeigt mit einer F-Statistik von 0,89 keine Ablehnung der Nullhypothese. Damit kann nicht bestätigt werden, dass es einen signifikanten Zusammenhang zwischen Residuen und Instrumenten gibt. Weiterhin fordern Bound/Jaeger/Baker (1995), dass der Erwartungswert zwischen der Bildungsvariable und den Instrumenten von Null verschieden ist. Auch diese Forderung kann mithilfe des F-Tests der *„Reduced-Form"*-Regression bestätigt werden, das verwendete Modell liefert demzufolge einen signifikanten Beitrag zur Erklärung der Bildungsjahre. Die weitere Annahme, der Orthogonalität der Instrumente zum Fehlerterm kann als gegeben bestätigt werden. Auch kann nicht von einem Identifikationsproblem ausgegangen werden. Der Rang der *„Reduced-Form"*-Regression ist größer als der der Ausgangsregression. Einzig die Annahme der notwendigen Unkorreliertheit zwischen den Fehlertermen der *„Reduced-Form"*-Regression und der Schätzung der Lohngleichung muss mit einem Korrelationskoeffizienten von -0,091 hoch signifikant abgelehnt werden.

Damit sind die notwendigen Voraussetzungen zur Anwendung des 2SLS-Verfahrens nicht vollständig erfüllt. Dem Problem der kontemporären Korrelation kann durch eine simultane Schätzung begegnet werden. Diese bedeutet eine Anwendung der 3SLS-Methode. Bei der Anwendung dieser Methode ergibt sich eine mittlere Rendite von 10,2%. Durch dieses Verfahrens werden die einzelnen Regressionskoeffizienten im Vergleich zum 2SLS-Verfahren nur marginal verändert. So

Tabelle 4.6: Schätzsergebnisse der *„Reduced-Form"*-Regression

Instrument	2SLS	3SLS
mittlere Bildung des Vaters	1,459*** (0,073)	1,729*** (0,073)
hohe Bildung des Vaters	3,894*** (0,140)	4,346*** (0,140)
Anzahl der Bücher	1,581*** (0,070)	1,548*** (0,071)
Anzahl der Schwestern	-0,129*** (0,031)	-0,176*** (0,031)
Anzahl der Brüder	-0,183*** (0,030)	-0,211*** (0,031)
Staatsangehörigkeit nicht deutsch	-1,250*** (0,141)	-1,106*** (0,143)
Konstante	14,382*** (0,339)	13,036*** (0,159)
korr. R^2	0,40	0,36

Quelle: DIW, eigene Berechnungen; Signifikanzlevel: *** 1%, ** 5% und * 10%.

sind sie weiter in ihrer Höhe und vor allem Ausrichtung den Erwartungen entsprechend. Mit einem um die Freiheitsgrade bereinigten R^2 in Höhe von 34% kann eine für eine mikroökonometrische Analyse recht brauchbare Güte des Regressionsmodells erzielt werden. Der Erklärungszusammenhang des Gesamtmodells ist durch alle Verfahren gegeben. Aufgrund der Abwägung des *„ability-bias"*-Problems sowie der gegebenen kontemporären Korrelation scheint das 3SLS-Verfahren das geeignetste zur Schätzung einer weitestgehend unverzerrten Bildungsrendite. Im Weiteren soll daher von diesem Verfahren ausgegangen werden.

4.3.2 Regionale Bildungsrenditen

Zur Schätzung der regionalen Bildungsrenditen werden die im vorherigen Abschnitt beschriebenen Modelle mit der 3SLS-Methode berechnet. Für die regionale Analyse wird dafür zunächst eine Ost-West-Betrachtung vorgenommen um dann im nächsten Schritt eine weitere Separierung auf die Nuts-1-Ebene vorzunehmen.

4.3.2.1 Bildungsrenditen in Ost- und Westdeutschland

Deskriptive Statistik Zunächst sollen einige deskriptive Statistiken zum Vergleich der ost- und westdeutschen Personen ermittelt werden. Dabei ist die Region des Arbeitnehmers über den Wohnort zum Zeitpunkt der Befragung definiert. In der gegebenen Stichprobe sind 77% der Befragten in Westdeutschland ansässig.

Beim Vergleich der Mittelwerte ergibt sich ein konträres Bild. Einerseits haben die Beschäftigten, die im Osten wohnhaft sind eine um 0,6 Jahre höhere durchschnittliche Bildungsdauer und zwar in Höhe von 13,2 Jahren. Auf der anderen Seite ist jedoch der mittlere Bruttostundenlohn

um über 4 € geringer. Um jedoch hierbei von einer tatsächlichen Diskriminierung der Ostdeutschen sprechen zu können, müsste das Preisniveau der Region berücksichtigt werden. Wie auch in einer Studie von Goebel/Frick/Grabka (2009) gezeigt wurde, sind die tatsächlichen Lohndifferenzen nur in der beschriebenen Relation festzustellen und damit wird der Diskriminierungsaspekt verringert. Das Ost-Westgefälle, wie schon Schöler (2006) beschreibt, bleibt jedoch trotz der Relativierung bestehen.

Modellergebnisse Beim Vergleich der Regionen Ost- und Westdeutschland kann eine deutlich höhere Rendite für Arbeitnehmer im Osten Deutschlands verzeichnet werden. Hierbei ist von einer durchschnittlichen jährlichen Verzinsung eines zusätzlichen Bildungsjahres in Höhe von 14,8% auszugehen. Im Westen hingegen sind es lediglich 10,1%. Damit wird im Osten ein zusätzliches Bildungsjahr im Mittel mit einer um 4,7% zusätzlicher Einkommenssteigerung belohnt. Die Erfahrungsvariablen wirken in linearer Form positiv in quadratischer negativ. Dabei ist der Einfluss im Westen Deutschlands größer, als im Osten. Die negativen Auswirkungen aufgrund des weiblichen Geschlechts können für Westdeutschland signifikant bestätigt werden. Auch für die neuen Bundesländer ist der Effekt negativ, allerdings nicht mal auf dem 10%-Niveau signifikant. Es scheint damit deutliche Unterschiede im Umgang mit Arbeitnehmerinnen zwischen den Landesteilen zu geben. Auch der positive Effekt des verheirateten Individuums kann lediglich im Osten auf dem 10%-Niveau signifikant bestätigt werden. Gleiches gilt für die Betrachtung einer verheirateten Frau. Deutlich tritt dagegen der Einkommensunterschied aufgrund einer verschiedenen Unternehmensgröße hervor. So wird ein Arbeitnehmer in jenen Gebieten knapp 30% mehr verdienen, wenn er im Unternehmen mit mehr als 200 Mitarbeiter beschäftigt ist. Diese starke Bevorteilung der Beschäftigung bei großen Unternehmen kann zwar auch für Westdeutschland bestätigt werden, wenn auch der Effekt im Vergleich zu ostdeutschen Gebiet deutlich geringer ist. Ein Arbeitnehmer verdient in einem großen Unternehmen ca. 18% mehr. Der Effekt des Wohnortes spielt im Osten kaum eine Rolle. Im Westen kann ein positiver Effekt durch Pendeln signifikant bestätigt werden. Die Güte beider Regressionen ist recht ähnlich mit einem korrigierten R^2 im Osten in Höhe von 35%, im Westen in Höhe von 37%. Auch der Erklärungsgehalt kann weiterhin für das Modell, also auch bei separierter Betrachtung nachgewiesen werden.

Regionsunabhängig kann ein deutlicher Einfluss der elterlichen Bildung ausgemacht werden, allerdings ergibt sich ein größerer Einfluss für die westdeutschen Regionen. Die vorhandene Anzahl an Büchern im Haushalt kann mit einem deutlich positiven Koeffizienten gezeigt werden, der auch für beide Regionen in ähnlicher Höhe liegt. Der Einfluss der Anzahl der Geschwister auf das eigene Bildungslevel ist in beiden Regionen negativ. Ein deutlicher Unterschied ist zu verzeichnen beim ausländischer Hintergrund und dem zugehörigen Einfluss auf die Bildungsdauer. So ist in beiden Regionen der Einfluss klar negativ, allerdings übersteigt der Einfluss in Ostdeutschland jenen im Westen um das Vierfache. So hat ein ausländischer Arbeitnehmer im Osten Deutschlands deutlich weniger Bildungsjahre, als sich dieser Einfluss im Westen auswirkt. Trotzdem sind beide hoch signifikant negativ. Ebenso wie bei der Einkommensregression liegt das korrigierte R^2 für beide Regression recht ähnlich bei 35-36%. Und auch an dieser Stelle kann der Gesamtzusammenhang nachgewiesen werden.

Tabelle 4.7: Ergebnistabelle der regionalen 3SLS- Regression

Instrumente	Ostdeutschland	Westdeutschland	allgemeine Regression	Ostdeutschland	Westdeutschland
mittlere Bildung des Vaters	1,450*** (0,135)	1,814*** (0,086)	Bildungsjahre	0,138*** (0,009)	0,096*** (0,004)
hohe Bildung des Vaters	3,748*** (0,241)	4,523*** (0,169)	Erfahrung	0,028*** (0,007)	0,032*** (0,004)
Anzahl der Bücher	1,577*** (0,135)	1,523*** (0,083)	Erfahrung	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Anzahl der Schwestern	-0,259** 0,063)	-0,152*** (0,036)	weiblich	-0,066 (0,041)	-0,150*** (0,022)
Anzahl der Brüder	-0,112* (0,061)	-0,237*** (0,035)	verheiratet	0,066* (0,038)	0,109*** (0,019)
Ausländer	-4,026*** (0,153)	-1,058*** (0,147)	Interaktionsterm verheiratete Frau	-0,087* (0,050)	-0,143*** (0,027)
Konstante	16,279*** (1,160)	12,902*** (0,169)	Unternehmen mit mehr als 200 Mitarbeitern	0,257*** (0,024)	0,169*** (0,012)
			ländliches Gebiet	-0,025 (0,024)	-0,019 (0,013)
			Pendler	0,040* (0,024)	0,061*** (0,012)
			Konstante	0,239 (0,121)	1,162*** (0,088)
korr. R^2	0,35	0,36	korr. R^2	0,35	0,37
χ^2	552	2054	χ^2	511	1482
n	1082	3611	n	1082	3611

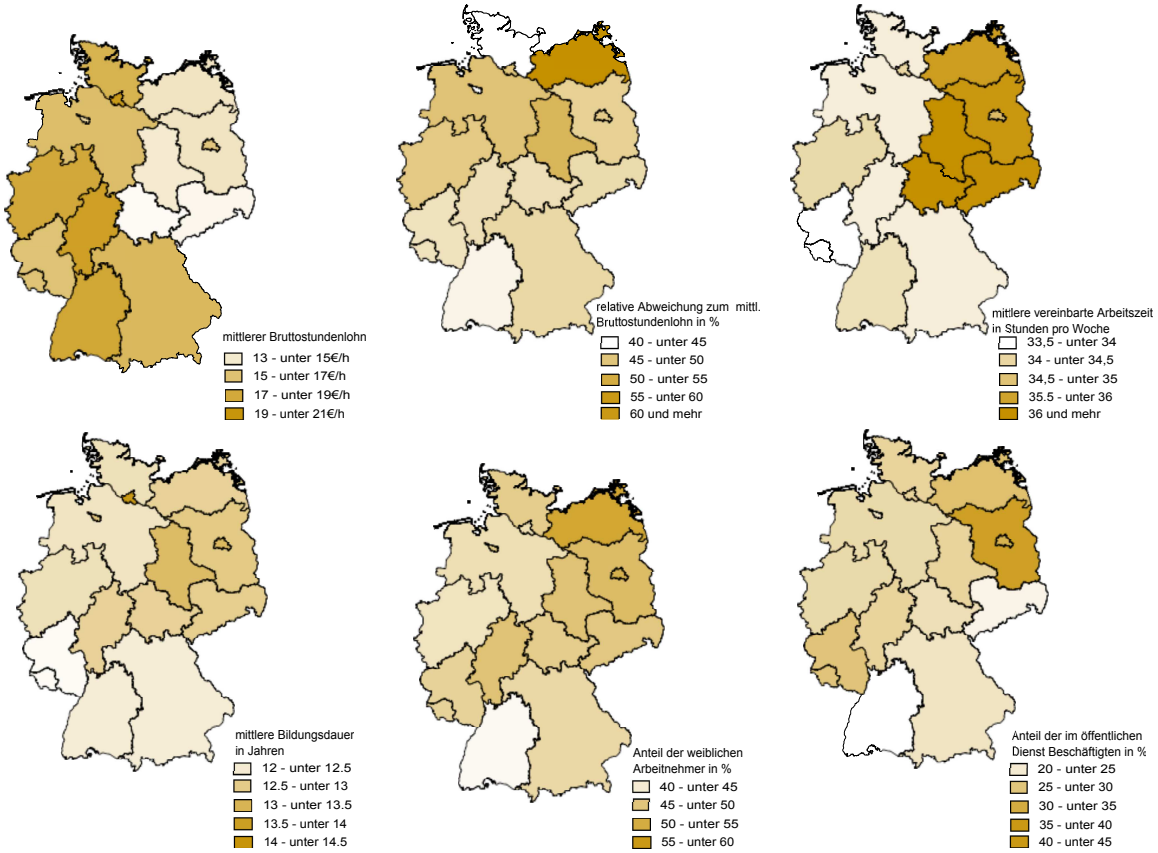
Quelle: DIW, eigene Berechnungen. Signifikanzlevel: *** 1%, ** 5% und * 10%.

4.3.2.2 Bildungsrenditen auf Nuts-1-Ebene

Deskriptive Statistik Bei der regionalen Betrachtung sollen die Bildungsrenditen pro Bundesland ermittelt werden. Dabei gilt, dass das Saarland und Rheinland/ Pfalz als ein Bundesland gewertet wird. Diese Aggregation wurde vom DIW vorgenommen um genügend große Fallzahlen zu gewährleisten. In den Abbildungen 4.2 werden deskriptive Statistiken zur Veranschaulichung vorhandener Unterschiede auf Nuts-1-Ebene dargestellt. Es ist wichtig bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen, dass in der Stichprobe lediglich Personen berücksichtigt sind, die aktiv am Arbeitsmarkt nicht selbständig beschäftigt sind. Betrachtet man die durchschnittliche Bildungsdauer, ergibt sich für die mittlere Anzahl der Bildungsjahre ein leicht höherer Wert im Osten sowie in den Stadtstaaten, als in den großen westdeutschen Flächenländern, wie z.B. Bay-

ern und Baden-Württemberg. Der abgetragene Wert spiegelt damit nicht die durchschnittliche Bildungsdauer im Bundesland wieder, sondern lediglich die der arbeitenden Bevölkerung.

Abbildung 4.2: deskriptive Statistiken auf Bundesländer-Ebene



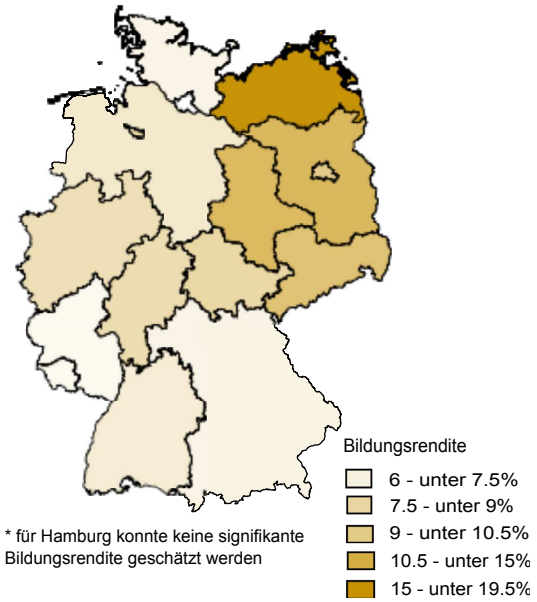
Quelle: DIW; eigene Berechnungen.

Trotz der höheren Bildungsdauer in Ostdeutschland, ergibt sich ein deutlich höherer Stundenlohn im westdeutschen Bundesgebiet mit einem Maximum in Hamburg mit 20,16 € . Der geringste durchschnittliche Stundenlohn ist in Thüringen mit 13,32 € auszumachen. Betrachtet man die relative Abweichung vom Mittelwert, so ergibt sich in Schleswig Holstein und Bremen eine mit ca. 40% geringe Schwankung. Mit einer sehr hohen Abweichung vom durchschnittlichen Stundenlohn von über 70% sticht Mecklenburg Vorpommern als mit Abstand besonders ungleich hervor. Auf dem zweiten Rang liegt Niedersachsen mit 57% durchschnittlicher Abweichung. Bei der Betrachtung der durchschnittlichen Arbeitszeiten ist auffällig, dass im Osten im Schnitt eine höhere Arbeitszeit vertraglich vereinbart wird, als es in westdeutschen Bundesländern. So wird im Westen im Mittel zwischen 33,9 Stunden in Rheinland/ Pfalz und dem Saarland und 35,1 Stunden pro Woche in Hamburg vertraglich gearbeitet. Im Osten dagegen sind es zwischen 36,8 Stunden in Mecklenburg Vorpommern und 37,2 Stunden in Sachsen Anhalt und Thüringen. Einzig Berlin liegt mit 35,8 Stunden pro Woche dazwischen. Zu beachten ist bei diesen Daten, dass es sich um die vertraglich vereinbarte Arbeitszeit handelt. Die tatsächliche Arbeitszeit könnte dagegen ein anderes Bild abgeben. Der Anteil der Frauen in der Stichprobe ist in Baden-Württemberg mit lediglich 41% deutlich geringer, als jener in Berlin. Hier sind 57% der Befragten in einer nichtselbständigen Beschäftigung. Bei der Betrachtung der im öffentlichen Dienst Beschäftigten ist

das Maximum in Brandenburg zu finden. Hier sind 42% der Beschäftigen im öffentlichen Dienst tätig. Dabei ist zu beachten, dass sich die Regionenvariable über den Wohnort definiert. Es kann damit nicht ausgeschlossen werden, dass z.B. viele im Umland Berlins wohnen um dann in die Bundeshauptstadt zu pendeln. Mit einem Anteil der Beschäftigung im öffentlichen Dienst von 24% bildet Baden-Württemberg das Land mit dem geringsten Anteil.

Modellergebnisse Bei der Darstellung der einzelnen Modellergebnisse soll aus Gründen der Anschaulichkeit die Ergebnisse der ersten Stufe der Regression im Anhang dargestellt werden. Für die Regression der Lohngleichung werden die Bildungsrenditen in Abbildung 4.3 veranschaulicht. Auffällig ist, dass in den ostdeutschen Bundesländern eine deutlich höhere Rendite erzielbar ist, als in den westdeutschen. Dabei ist Mecklenburg Vorpommern mit 18,6% Grenzeinkommen pro zusätzlichem Schuljahr Spitzenreiter. Abgesehen von Hamburg, der Koeffizient ist nur auf dem 10%-Niveau signifikant, ist die niedrigste Bildungsrendite bei 8,2% in Schleswig Holstein auszumachen. Die niedrigste Rendite in den neuen Bundesländern findet sich in Berlin mit 11,2%. Die höchste im westdeutschen Raum liegt bei 13,2% im Stadtstaat Bremen. Es handelt sich hierbei nicht um die Aussage bezüglich einer absoluten finanziellen Einkommens- oder Bildungshöhe. Lediglich der Vergleich zwischen den verschiedenen Qualifiaktionsgruppen führt zu diesen Ergebnissen. Aufgrund von zum Teil geringen Fallzahlen sind weitere Koeffizienten des Modells häufig insignifikant. Bei Signifikanz der Koeffizienten ist jedoch stets der vermutete Zusammenhang gegeben. Als die am ehesten signifikante Koeffizienten, abgesehen von den Bildungsjahren, können die Dauer der Berufserfahrung sowie die Unternehmensgröße angesehen werden. Diese beiden Größen scheinen daher für die meisten Regionen einen deutlichen und wichtigen Erklärungsbeitrag des Lohnes zu leisten.

Abbildung 4.3: grafische Ergebnisdarstellung auf Bundesländerebene



Quelle: DIW, eigene Berechnungen.

Tabelle 4.8: Ergebnistabelle der 3SLS-Hauptregression auf NUTS-1-Ebene

Regressoren	BW	BY	B	BB	HB	HH	HE	MV
Bildungs-jahre	0,088*** (0,008)	0,087*** (0,010)	0,106*** (0,025)	0,156*** (0,028)	0,124*** (0,021)	0,042* (0,025)	0,107*** (0,011)	0,172*** (0,026)
Erfahrung	0,033*** (0,008)	0,050*** (0,010)	0,057*** (0,022)	0,009 (0,019)	0,040 (0,025)	-0,017 (0,029)	0,023** (0,011)	0,039 (0,029)
Erfahrung^2	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,001)
weiblich	-0,177*** (0,047)	-0,149*** (0,052)	-0,228* (0,235)	-0,027 (0,109)	-0,127 (0,142)	-0,038 (0,145)	-0,106 (0,073)	-0,107 (0,141)
verheiratet	0,124** (0,039)	0,062 (0,045)	0,208 (0,133)	0,079 (0,106)	0,004 (0,128)	0,431*** (0,134)	0,056 (0,065)	0,059 (0,117)
Interaktions-term verheiratete Frau	-0,139** (0,057)	-0,120* (0,064)	0,190 (0,174)	-0,118 (0,132)	-0,031** (0,176)	-0,459** (0,192)	-0,089 (0,083)	0,016 (0,160)
Unterneh-men mit mehr als 200 Mitarbeitern	0,128*** (0,026)	0,138*** (0,030)	0,350*** (0,084)	0,190 (0,065)	0,104 (0,090)	0,106 (0,100)	0,189*** (0,037)	0,116 (0,074)
ländliches Gebiet	-0,047* (0,027)	0,072** (0,030)	0,076 (0,153)	0,038 (0,063)	0,110 (0,168)	0,055 (0,183)	-0,035 (0,037)	0,067 (0,075)
Pendler	0,064** (0,027)	0,030 (0,030)	0,082 (0,124)	0,114 (0,068)	0,020 (0,126)	0,147 (0,140)	0,138*** (0,039)	-0,051 (0,074)
Konstante	1,420*** (0,184)	1,073*** (0,218)	0,758 (0,469)	0,124 (0,454)	0,520 (0,446)	2,156*** (0,539)	1,097*** (0,262)	-0,341 (0,565)
korr. R^2	0,44	0,35	0,32	0,24	0,48	0,38	0,36	0,44
χ^2	325	218	40	106	48	29	196	54
n	588	677	133	186	41	59	349	109

Quelle: DIW, eigene Berechnungen. Signifikanzlevel: *** 1%, ** 5% und * 10%.

Tabelle 4.9: Ergebnistabelle der 3SLS- Hauptregression auf NUTS-1-Ebene

Regressoren	NDS	NRW	RP / SL	S	SN	SH	T
Bildungs-jahre	0,093*** (0,013)	0,106*** (0,009)	0,092*** (0,015)	0,137*** (0,016)	0,138*** (0,019)	0,079*** (0,017)	0,112*** (0,019)
Erfahrung	0,040*** (0,012)	0,023*** (0,008)	0,040** (0,016)	0,028** (0,011)	0,043** (0,017)	0,043*** (0,016)	0,004 (0,017)
Erfahrung^2	-0,001** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,000* (0,000)	-0,001** (0,000)	-0,001** (0,000)	0,000 (0,000)
weiblich	-0,204*** (0,071)	-0,178*** (0,046)	-0,186** (0,095)	-0,060 (0,069)	-0,067* (0,103)	-0,108 (0,088)	-0,042 (0,083)
verheiratet	0,192*** (0,056)	0,090** (0,038)	0,089 (0,068)	0,019 (0,059)	0,225** (0,093)	0,032 (0,085)	0,131* (0,079)
Interaktions-term verheiratete Frau	-0,068 (0,084)	-0,141*** (0,053)	-0,188** (0,095)	-0,074 (0,082)	-0,146 (0,122)	-0,118 (0,110)	-0,239** (0,105)
Unterneh-men mit mehr als 200 Mitarbeitern	0,156 (0,039)	0,185*** (0,024)	0,232*** (0,043)	0,242*** (0,041)	0,270*** (0,060)	0,144*** (0,051)	0,352*** (0,052)
ländliches Gebiet	-0,045 (0,039)	-0,023 (0,028)	-0,053 (0,042)	-0,029 (0,038)	-0,054 (0,060)	-0,028 (0,054)	-0,050 (0,052)
Pendler	0,029 (0,040)	0,053** (0,024)	0,094** (0,045)	-0,008 (0,039)	0,077 (0,060)	0,021 (0,057)	0,004 (0,054)
Konstante	1,057*** (0,260)	1,172*** (0,184)	1,129*** (0,327)	0,333 (0,294)	-0,020 (0,354)	1,265*** (0,355)	0,805** (0,315)
korr. R^2	0,35	0,39	0,44	0,29	0,43	0,42	0,50
χ^2	171	425	190	197	128	54	116
n	412	971	310	349	195	128	186

Quelle: DIW, eigene Berechnungen. Signifikanzlevel: *** 1%, ** 5% und * 10%.

Dabei kann festgestellt werden, dass ein Jahr zusätzliche Berufserfahrung mit 2,3% in Hessen und Nordrhein-Westfalen auf das Einkommen wirkt. Der maximale Einfluss ist mit 5,9% in Berlin auszumachen. Nicht signifikant von Null verschieden ist der Koeffizient dagegen in Thüringen, Brandenburg, Bremen, Hamburg und Mecklenburg Vorpommern. Der Einfluss der Unternehmensgröße dagegen liegt zwischen 13,7% in Baden-Württemberg und 42,2% in Thüringen. Nicht signifikante Koeffizienten finden sich hier bei Brandenburg, Bremen, Hamburg, Mecklenburg Vorpommern sowie Niedersachsen. Die Ergebnisse der Inferenzstatistik zeigen eine Spanne des korrigierten R^2 von 24% in Brandenburg bis 50% in Thüringen. Der F-Test wird für alle regionalen Modelle abgelehnt.

4.4 Zusammenfassung und mögliche Ursachen

Mit Blick auf die Ermittlung einer Bildungsrendite nach den BLUE-Kriterien konnte festgestellt werden, dass die OLS-Methode aufgrund eines gegebenen Endogenitätsproblems nicht die geforderten unverzerrten Schätzer liefert. Auch die 2SLS-Methode musste aufgrund einer gegebenen Korrelation zwischen den Fehlertermen beider Regressionen verworfen werden. Als geeignet, da sowohl das Endogenitätsproblem, als auch die kontemporäre Korrelation behoben werden konnte, hat sich die 3SLS-Methode gezeigt. Bei der Ermittlung der Bildungsrendite mit dieser Methode ergab sich, dass ein weiteres Jahr Bildung mit einer Einkommenssteigerung von 10,2% wirkt. Bei regionaler Betrachtung ergibt sich eine mit 14,8% deutlich höhere Bildungsrendite in den neuen Bundesländern, als im Westen, wo es lediglich eine Verzinsung von 10,1% gibt. Die weitere Separierung auf die Nuts-1-Ebene bestätigt den aggregiert ermittelten Zusammenhang. Die höchste Bildungsrendite ist in Mecklenburg Vorpommern mit 18,8% auszumachen. Mit Blick auf die westdeutschen Bundesländer kann eine mit Abstand größte Bildungsrendite mit 13,2% Verzinsung pro zusätzlichem Bildungsjahr in Bremen ermittelt werden. Die geringste Bildungsrendite ergibt sich für Schleswig Holstein mit 8,2%. Die Aussagen bezüglich der Bildungsrendite lassen nicht auf die absolute Höhe der Einkommen schließen.

Es können verschiedene Ursachen für die Erklärung der zum Teil deutlichen Unterschiede herangezogen werden. Aufgrund der großen Heterogenität der Ursachen und Entwicklungen pro Bundesland und des mit nur 15 verschiedenen Koeffizienten geringen Stichprobenumfangs ist es nicht möglich statistisch eine Ursachenforschung zu betreiben. Vermutet werden kann jedoch dass z.B. verschiedene Preisniveaus in den Bundesländern zu den unterschiedlichen Renditen führen können. Bei einem hohen regionalen Preisniveau ist auch die Entlohnung in Berufen mit geringer notwendiger Qualifikation zwingender Weise absolut höher, als bei einem geringeren Preisniveau. Aufgrund hoher Mobilität der Arbeitnehmer in Berufen mit höherer Qualifikation kann jedoch von einer teilweisen Angleichung der Einkommen in höheren qualifizierten Berufen ausgegangen werden, sodass die mögliche Schwankungsbreite in den Regionen mit niedrigem Preisniveau höher liegt. Weiterhin ist von einer starken Beeinflussung der gegebenen Industriestruktur auszugehen. Wie verhält sich die Nachfrage nach Arbeitnehmern bestimmter Qualifikationsgruppen? Auch angebotsseitig sind regional Unterschiede zu erwarten. Bei hoher regionaler Arbeitslosigkeit kann von einem geringeren allgemeinen Lohnniveau ausgegangen werden. Aufgrund der gegebenen Datenlage kann es nicht das Ziel sein eine abschließende Ursachenklärung bzw. eine Reihung der

genannten möglichen Ursachen aufzustellen. Es ist festzustellen, dass die Regionen Deutschlands zum Teil sehr heterogen sind und dies sich entsprechend durch heterogene Renditen zeigt.

Literaturverzeichnis

Ammermüller, A.; Kuckulenz, A.; Zwick, T. (2006): Aggregate Unemployment decreases individual returns to education. ZEW-Discussion Papers, 06-034.

Anger, C.; Plünnecke, A.; Tröger, M. (2007): Renditen der Bildung - Investitionen in den frühkindlichen Bereich. Institut der deutschen Wirtschaft Köln.

Anger, S.; Lupo, K. (2007): Bildungsrenditen von Vollzeitbeschäftigten in Deutschland: Der Osten hat aufgeholt. DIW- Wochenbericht, 10, 149–158.

Bound, J.; Jaeger, D. A.; Baker, R. M. (1995): Problems with Instrumental Variable Estiamtion when the Correlation between the instruments and the Endogenous Explanatory Variable is weak. American Statistical Association, 90, 430, 443–450.

Card, D. (1993): Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling. NBER Working Paper, 4483.

Card, D. (2001): Estimating the Return to Schooling: Progress on some Persistent Econometric Problems, Econometrica, 69, N. 5, 1127–1160.

Dechênes, O. (2007): Estimating the effects of family Background on the Return to Schooling, Journal of Business & Economic Statistics, 25, Nr. 3, 265–277.

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (2011): SOEP Dokumentation, http://www.diw.de/deutsch/soep/26628.html.

Goebel, J.; Frick, J. R.; Grabka, M. M. (2009): Preisunterschiede mildern Einkommensgefälle zwischen Ost und West. Wochenbericht des DIW, 51-52, 888–894.

Griliches, Z. (1977): Estimationg the returns to schooling: some econometric problems. Econometrica, 25, 1, 1–21.

Hackl, P. (2007): Einführung in die Ökonometrie. Pearson Studium.

Harmon, C.; Walker, I. (1995): Estimates od the economic return to schooling for the United Kingdom. American Economic Review, 85, 1278–1286.

Heij, C.; Boer, P. d.; Franses, P. H.; Kloek, T.; Dijk, H. v. (2004): Econometric Methods with Applications in Business and Economics. Oxford University Press.

Jochmann, M.; Pohlmeier, W. (2004): Der Kausaleffekt von Bildungsinvestitionen: Empirische Evidenz für Deutschland. ZEW Discussionpaper.

Krenz, A. (2008): Theorie und Empirie über den Wirkungszusammenhang zwischen sozialer Herkunft, kulturellem und sozialem Kapital, Bildung und Einkommen in der Bundesrepublik Deutschland. SOEP Papers, 128.

Lauer, C.; Steiner, V. (2000): Returns to Education in West Germany- An empirical Assessment. ZEW Discussionpaper, 4.

Liu, N.-P.; Wu, D. (2007): New Explanations for the firm Size-Wage Premium. Economics Bulletin, 10, 2, 1–7.

Maier, M.; Pfeiffer, F.; Pohlmeier, W. (2004): Returns to education and individual heterogenity. ZEW Discussionpaper.

Mincer, J. (1974): Schooling, Experience and Earnings. National Bureau of Economic Research.

Reilich, J. (2006): Return to Schooling in Germany. Statistische Diskussionsbeiträge, 24.

Schöler, K. (2006): Transformationsprozesse und neue ökonomische Geographie. Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge, 85.

Willis, R. (1973): A new approach to the economic theory of fertility, Journal of Political Economy, 81, 14–64.

Zellner, A.; Theil, H. (1962): Three-Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations. Econometrica, 30, 1, 54–78.

Anhang

deskriptive Analyse auf Nuts-1-Ebene

Tabelle 4.10: deskriptive Analyse auf Nuts-1-Ebene

Bundesland	n Auswahl-satz	durch-schnitt. Brutto-stunden-lohn	rel. Abwei-chung des durch. Brutto-stunden-lohn	durch-schn. verein-barte Arbeits-zeit	durch-schn. Bildungs-dauer	Anteil der Frauen	Anteil der öf-fentlich Beschäf-tigten
Baden-Württem-berg	588 0,020	19,35 (8,30)	0,43	34,8 (8,50)	12,4 (2,87)	0,41	0,24
Bayern	677 0,021	18,11 (9,26)	0,51	34,4 (8,82)	12,4 (2,79)	0,47	0,29
Berlin	133 0,016	17,72 (9,73)	0,55	35,8 (7,23)	13,9 (2,86)	0,57	0,38
Branden-burg	186 0,034	14,94 (7,91)	0,53	37,0 (6,08)	13,2 (2,51)	0,52	0,42
Bremen	41 0,019	16,10 (6,62)	0,41	34,9 (8,71)	13,5 (3,05)	0,51	0,29
Hamburg	59 0,010	20,16 (11,32)	0,56	35,1 (7,33)	14,3 (3,14)	0,46	0,32
Hessen	349 0,022	19,81 (9,63)	0,49	34,4 (8,62)	13,0 (2,86)	0,51	0,32
Mecklenburg Vorpom-mern	109 0,029	14,90 (10,57)	0,71	36,8 (6,86)	13,0 (2,42)	0,56	0,36
Nieder-sachsen	412 0,023	17,70 (10,09)	0,57	34,4 (8,84)	12,6 (2,60)	0,46	0,31
Nordrhein-Westfalen	971 0,022	19,20 (10,62)	0,55	35,0 (8,03)	12,7 (2,78)	0,45	0,31
Rheinland-Pfalz/Saar-land	310 0,027	17,34 (8,37)	0,48	33,9 (8,80)	12,1 (2,53)	0,48	0,35
Sachsen	349 0,034	13,57 (6,84)	0,5	37,1 (5,90)	13,1 (2,55)	0,50	0,26
Sachsen Anhalt	195 0,035	14,47 (8,64)	0,6	37,2 (6,62)	13,5 (2,70)	0,51	0,32
Schleswig Holstein	128 0,022	18,51 (7,39)	0,4	34,4 (8,78)	12,7 (2,59)	0,49	0,32
Thüringen	186 0,034	13,32 (6,50)	0,49	37,2 (6,01)	13,0 (2,49)	0,49	0,26

Quelle: DIW; eigene Berechnungen.

Modellergebnisse aus der *„Reduced-Form"*-Regression auf Nuts-1-Ebene

Tabelle 4.12: Ergebnistabelle der *"Reduced-Form"- 3SLS* - Regression auf NUTS-1-Ebene

Instrumente	BW	BY	B	BB	HB	HH	HE
mittlere Bildung des Vaters	2,150*** (0,212)	1,682*** (0,200)	1,175*** (0,442)	1,047*** (0,319)	2,135*** (0,794)	0,994 (0,705)	1,654*** (0,260)
hohe Bildung des Vaters	4,888*** (0,391)	4,628*** (0,395)	3,033*** (0,609)	2,966*** (0,589)	5,459*** (1,097)	3,701*** (0,985)	4,067*** (0,454)
Anzahl der Bücher	1,211*** (0,211)	1,649*** (0,194)	2,184*** (0,406)	1,685*** (0,317)	1,026 (0,865)	2,289*** (0,650)	1,999*** (0,253)
Anzahl der Schwestern	-0,118 (0,081)	-0,134 (0,086)	-0,329 (0,248)	-0,132 (0,169)	-0,316*** (0,334)	0,243 (0,422)	-0,182 (0,130)
Anzahl der Brüder	-0,261*** (0,082)	-0,127 (0,080)	-0,197 (0,210)	-0,236 (0,150)	0,564** (0,285)	-0,264 (0,417)	-0,246** (0,105)
Ausländer	-1,427*** (0,257)	-1,230*** (0,355)	-0,631 (1,613)	-4,490** (1,973)	12,320*** (0,577)	12,179*** (0,678)	-0,589 (0,489)
Konstante	13,306*** (0,339)	12,696*** (0,412)	12,946*** (1,682)	16,894*** (1,987)	*entfällt*	*entfällt*	12,518*** (0,547)
korr. R^2	0,42	0,35	0,39	0,27	0,53	0,39	0,40
χ^2	426	368	84	75	1856	2099	237
n	588	677	133	186	41	59	349

Quelle: DIW, eigene Berechnungen. Signifikanzlevel: *** 1%, ** 5% und * 10%.

Tabelle 4.13: Ergebnistabelle der *"Reduced-Form"* - *3SLS* - Regression auf NUTS-1-Ebene

Instrumente	MV	NDS	NRW	RP / SL	S	SN	SH	T
mittlere Bildung des Vaters	2,158*** (0,417)	1,824*** (0,242)	1,764*** (0,172)	2,045*** (0,292)	1,600*** (0,228)	1,120*** (0,330)	1,618*** (0,440)	1,299*** (0,331)
hohe Bildung des Vaters	2,954*** (0,895)	4,217*** (0,558)	4,509*** (0,387)	4,948*** (0,587)	3,848*** (0,396)	4,460*** (0,528)	4,556*** (0,933)	4,808*** (0,848)
Anzahl der Bücher	1,483*** (0,379)	1,248*** (0,236)	1,458*** (0,164)	1,328*** (0,275)	1,258*** (0,244)	1,590*** (0,323)	1,330*** (0,428)	1,713*** (0,359)
Anzahl der Schwestern	-0,273 (0,170)	-0,263** (0,097)	-0,143** (0,071)	-0,162 (0,108)	-0,262** (0,116)	-0,259 (0,165)	0,236 (0,224)	-0,258** (0,122)
Anzahl der Brüder	0,094 (0,180)	-0,350*** (0,103)	-0,289*** (0,071)	-0,140 (0,107)	0,142 (0,120)	-0,164 (0,131)	-0,109 (0,237)	-0,112 (0,142)
Ausländer	11,863*** (0,373)	-0,879 (0,614)	-0,678** (0,311)	1,004** (0,496)	-2,647 (1,911)	12,498*** (0,317)	-1,357 (1,068)	12,252*** (0,248)
Konstante	*entfällt*	12,994*** (0,647)	12,717*** (0,346)	12,538*** (0,552)	14,849*** (1,920)	*entfällt*	12,927*** (1,156)	*entfällt*
korr. R^2	0,38	0,34	0,31	0,35	0,33	0,38	0,34	0,35
χ^2	5196	211	445	168	169	8016	66	7886
n	109	412	971	310	349	195	128	186

Quelle: DIW, eigene Berechnungen. Signifikanzlevel: *** 1%, ** 5% und * 10%.

Autorenverzeichnis

Name:	Kai Andree
Adresse:	Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät Universität Potsdam August-Bebel-Str. 89 14482 Potsdam
Tel.:	+49 331 977-4671
E-Mail:	kai.andree@uni-potsdam.de

Name:	Vanessa Cirannek
Adresse:	Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, insbes. Wirtschaftstheorie Universität Potsdam August-Bebel-Str. 89 14482 Potsdam
E-Mail:	Vanessa.Cirannek@gmail.com

Name:	Andrea Kunnert
Adresse:	Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung 1030 Wien (Österreich)
Tel.:	+43 1 798 26 01-478
Fax:	+43 1 798 93 86
E-Mail:	andrea.kunnert@wifo.ac.at

Name:	Peter Mayerhofer
Adresse:	Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung 1030 Wien (Österreich)
Tel.:	+43 1 798 26 01-275
Fax:	+43 1 798 93 86
E-Mail:	Peter.Mayerhofer@wifo.ac.at

Name:	Dieter Pennerstorfer
Adresse:	Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung 1030 Wien (Österreich)
Tel.:	+43 1 798 26 01-473
Fax:	+43 1 798 93 86
E-Mail:	Dieter.Pennerstorfer@wifo.ac.at

Name:	Julia Reilich
Adresse:	Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät
	Universität Potsdam
	August-Bebel-Str. 89
	14482 Potsdam
Tel.:	+49 331 977-4636
E-Mail:	reilich@uni-potsdam.de